

日治臺灣製造業的產業成長肇因與特色 — 兼論日治臺灣工業政策的績效

許松根*

摘 要

本文旨在確認日治臺灣製造業的產業成長肇因與特色，並進而嘗試評估臺灣總督府所採用工業政策的績效。本文發現，出口是日治臺灣製造業唯一的產業成長肇因，但勞動投入對該產業的成長沒有貢獻。本文發現，臺灣總督府確有達成吸引日本資本來臺的政策目標，但這些來臺的日本資本並沒有促進台灣製造業產業成長的績效，因臺灣製糖業確有投資過多的情況及其他原因，致使資本投入的邊際產量處於非正值的階段。再者，就逐年實際的績效而言，臺灣總督府並沒有完成滿足日本國內對糖需求的任務。最後，本文發現，日本「南進國策」不但造成臺灣製造業的產業成長率為負值，而且，主要因二戰末的美機猛烈轟炸，臺灣總督府所建最重要的糖廠與日月潭水力發電廠之生產力幾乎歸零。

JEL 分類代號：C67、L60、O10、O25

關鍵詞：臺灣製造業、臺灣總督府、工業政策的績效、產業成長肇因、日本「南進國策」

*淡江大學產經系教授。作者感謝主編及二位審查委員的寶貴意見，但文責自負。聯繫作者：許松根，聯繫地址：台北市南港區 11529 研究院路 2 段 61 巷 2 弄 35 號 3 樓，電話：0912286200，電子郵件：songhsu1947@yahoo.com.tw。

壹、導論

臺灣總督府在 1902 年頒行臺灣經濟史上第一套的工業政策，即「糖業獎勵規則」，並成立臨時臺灣糖務局為其執行機關；臺灣從此開始邁進一個以機器取代人力或獸力與以大規模生產取代個別手工的現代工業化的新紀元^(註 1)。其後，明石總督在 1917 年決定開發日月潭的水力發電，並於 1934 年完工^(註 2)；總督府又在 1938 年開始實施「軍需工業化」的產業政策，以配合「南進的國策」(Japanese “Go-south National Development Plan”)。針對這些工業政策，目前尚缺乏一份全盤性的探討或評估，本文將嘗試從整體與長期的角度，來檢視臺灣總督府所採用的種種工業政策之績效。

臺灣總督府所採用的種種工業政策，就整體而言^(註 3)，其目標皆是鼓勵日本國內財團的來臺投資，且大都是為了滿足日本國內的需求^(註 4)。首先就振興糖業為目標的工業政策而言，其具體政策的有三；除了前述二者^(註 5)外，尚有幫助總督府的財政獨立^(註 6)。其次就日月潭水力發電的開發而言，1934 年完成日月潭第一發電所(今大觀電廠)後，臺電株式會社為了消耗龐大的剩餘電力，在總督府的協助下，採用特別優惠的電價及參與投資的手法來發展新興電力重化工業^(註 7)。

本文將採用 Feder(1982)的理論模型擔任實証研究的基本理論架構，而理由有二。第一個理由如下述：首先，Feder(1982)的分析主體是一個二部門的經濟體，即一個經濟體可分為出口與非出口二個生產部門。由圖一及圖二可見，日治臺灣製造業應頗符合 Feder(1982)所設定的經濟體，即該產業除了內銷之外，也從事外銷的業務。不少文獻認為，食料品工業幾乎等於日治臺灣製造業的絕大部份，而由圖一可見，在 1937 年以前的年份，食料品工業占製造業全體產值的比重皆超過 70%或更多；而 1937 年以後的年份，該比重至少也有 58%。其次，由圖二可見，幾乎等於食料品工業全部的製糖業，其產品可說是全部運送到日本國內^(註 8)。

本文採用 Feder(1982)的第二個理由如下述：Feder(1982)假設每個部門皆使用資本與勞工二種生產要素。因此，若採用「成長會計方法」(Growth Accounting)來探討成長的來源(source of growth)，並經一些簡單的數學處理（詳見下文），則可衍導本文的產業成長之實証研究的基本模型，（即以

產業的成長率是被解釋變數，而資本、勞工及出口皆是主要的解釋變數；因資本與勞工等生產投入或其他經濟變數可以透過生產函數來影響某一產業的成長）。本文的實証研究結果因而可用來檢視日治臺灣製造業的成長肇因，也許可以藉此進一步釐清該產業的成長特色。

許松根與廖國峰(2000)為了能夠較正確地掌握臺灣糖業成長的正常現象，以臺灣製糖產量為研究主題，採用一般化的Nerlove(1956)「供給反應」(Supply Response)模型為實証的基本理論模型。該文研究涵蓋期間是1912至1937年，介於臺灣製糖業振興發展期(1902-1911)與軍需工業化期(1938-45)，因臺灣製糖業在這段期間是處於比較正常的成長環境。本文的研究對象是製造業，而不是僅侷限於製造業中的食品業的製糖業。再者，本文的研究期間的終止年是日本終結臺灣統治的1945年^(註9)，而不是許松根與廖國峰(2000)的1937年。此外，本文將以國內生產毛額來計算臺灣製造業的產業成長率，俾有助於瞭解日治臺灣經濟整體成長的真象。

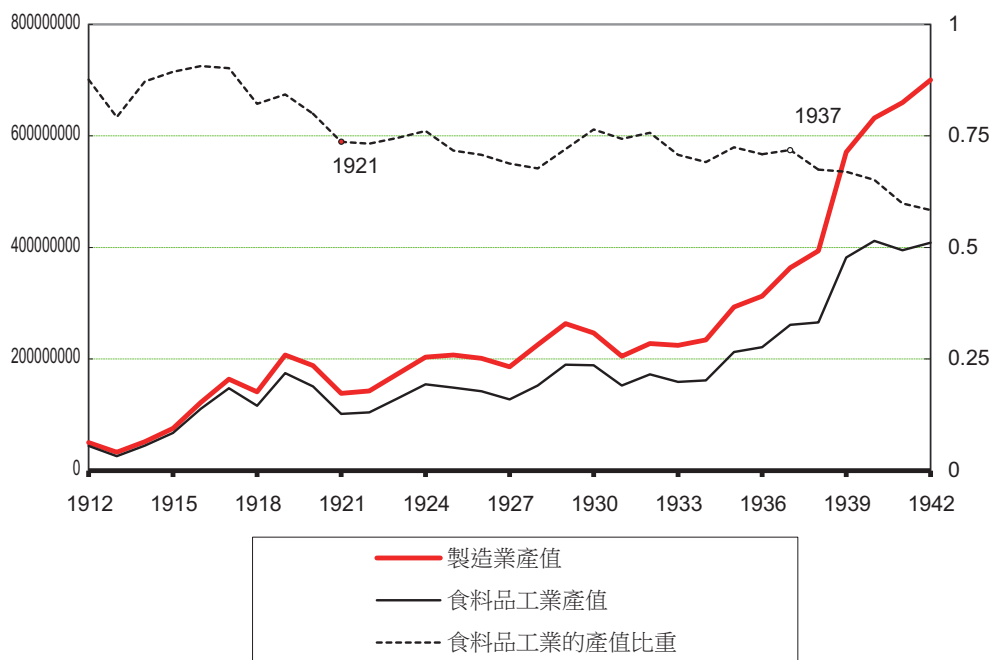


圖1 食料品工業的產值比重(1912-1942)

資料來源：製造業與食料品工業產值皆取自周憲文(1980，頁537-38)，而食料品工業的產值比重係本文計算。

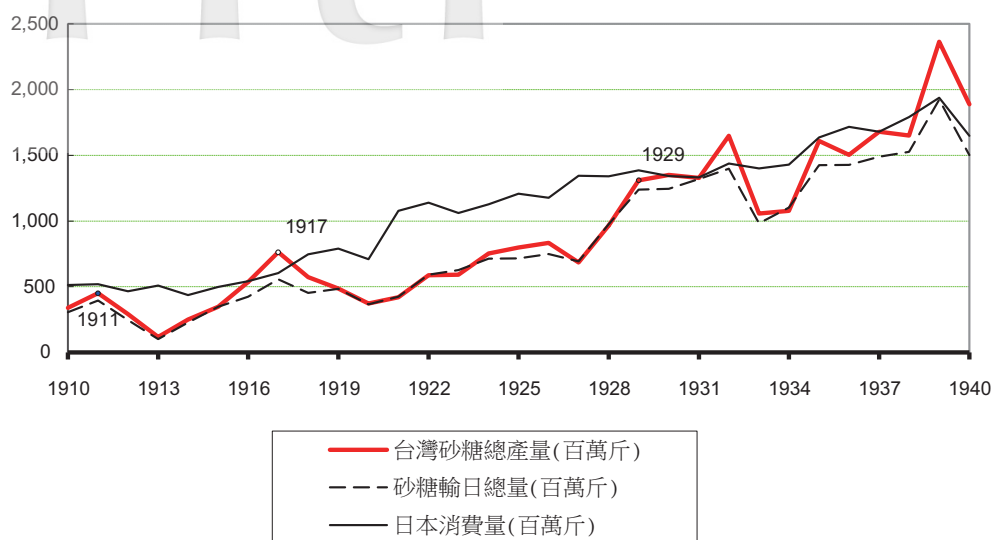


圖2 臺灣砂糖總產量、輸日總量與日本消費量

資料來源：臺灣糖業統計，第29號。

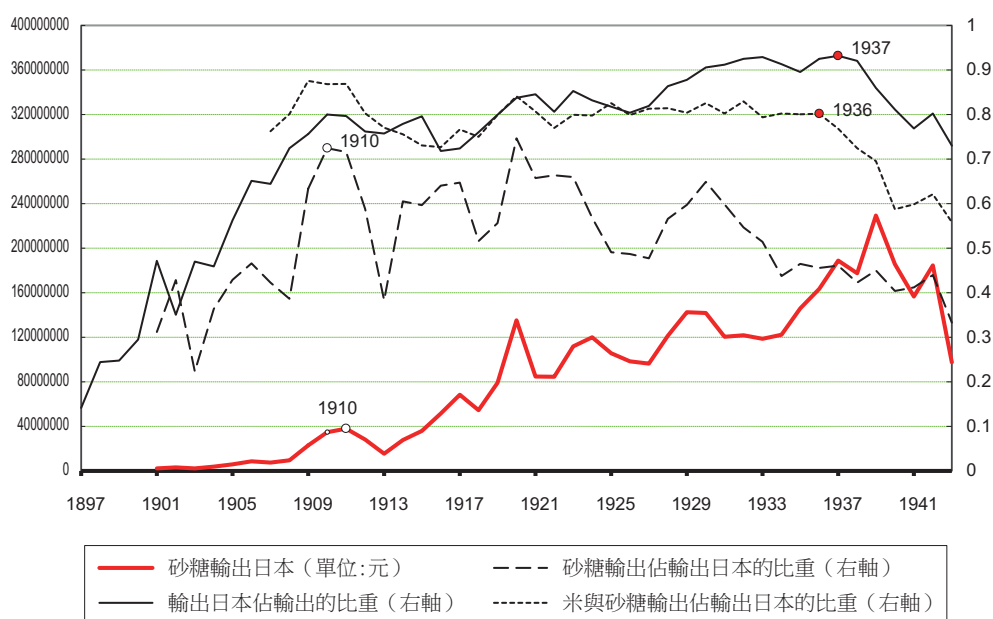


圖3 臺灣輸出日本的比重及米糖佔輸出日本的比重

資料來源：(1)臺灣輸出金額及臺灣輸出日本金額取自臺灣省行政長官公署(1946)，表324，與(2)米糖輸出金額取自臺灣省行政長官公署(1946)，表327。

具體而言，本文的研究目的有二。第一個研究目的是確認臺灣製造業產業成長的肇因與特色，而另一研究目的是評估臺灣總督府所採用種種工業政策的績效。全文共分七節。第二節旨在確認臺灣製造業的產業成長肇因，內容包括本文的理論基本模型（即 Feder (1982) 的模型）、實証模型、資料、相關計量方法及統計檢定與實証結果的確認。第三節將依據前節所獲的實証結果來確認臺灣製造業的產業成長特色。第四節將蒐集相關資料與文獻，進一步探討日治臺灣製造業的產業成長肇因。第五節是以日本南進國策與臺灣製造業為探討主題，而主因是由於臺灣總督府為了配合該國策，在 1938 年開始所採用種種工業措施與過去絕然不同，致使臺灣製造業的成長因而與過去差異頗為顯著。第六節將根據前文的主要發現及相關資料與文獻，嘗試評論日治臺灣工業政策的績效。最後一節是本文的結論。

貳、製造業產業成長肇因的確認

本節旨在確認日治臺灣製造業的產業成長肇因。經文獻回顧發現，Feder (1982) 是個可考慮的理論模型，因一般皆認為，出口是影響臺灣產業成長的一個不可忽視的因數。下文第一小節將首先陳述 Feder (1982) 的模型。第二小節將陳述實證迴歸模型、資料及相關計量方法及統計檢定，因本文是採用迴歸的計量方法來確認製造業的成長肇因。第三小節將陳述本文如何確認日治臺灣製造業的成長肇因。

一、產業成長的理論模型

首先，Feder (1982) 認為，產業除了內銷之外，也從事外銷的業務。其次，Feder (1982) 假設該產業是二部門的生產模型，且非出口部門的生產會受到出口部門產出的影響，即出口對非出口部門的產出有外部效果。因此，非出口部門之生產函數可書成為：

$$N = F(K_n, L_n, X), \quad (1)$$

而出口部門之生產函數為

$$X = G(K_x, L_x), \quad (2)$$

式中 N 為非出口部門的產出， X 為出口部門的產出， K 與 L 表示資本與勞動的生產投入，而生產投入下標的 n 與 x 分別表示非出口部門與出口部門。由式(2)可見，出口部門的產出亦是非出口部門產出的一個影響因素，即出口對非出口部門的產出有外部效果。

為了建立出口與成長的關係，Feder (1982) 採用「成長會計方法」(Growth Accounting) 來探討成長的來源(source of growth)，即生產投入或其他經濟變數是透過生產函數來影響整體經濟或某一產業的成長。據此，針對式(1)與(2)分別對所有影響變數全微分，可得非出口與出口二部門任何二期產值的變動如下式所示

$$\Delta N = F_K \Delta K_n + F_L \Delta L_n + F_X \Delta X, \quad (3)$$

$$\Delta X = G_K \Delta K_x + G_L \Delta L_x, \quad (4)$$

式中變數前的符號 Δ 者等於該變數前後二期數值的差額，生產函數下標如果是生產要素，即 K 或 L ，代表該生產要素的邊際產值(the marginal product of an input used)。其次，由於某一產業的總產出(Y)為非出口部門(N)與出口部門(X)產出的加總，(即 $Y=N+X$)，總產出 Y 前後二期數值的差額，可書成下式：

$$\begin{aligned} \Delta Y &= \Delta N + \Delta X, \\ &= (F_K \Delta K_n + G_K \Delta K_x) + (F_L \Delta L_n + G_L \Delta L_x) + F_X \Delta X. \end{aligned} \quad (5)$$

為了建立可操作的實證模型，Feder (1982) 假設出口對非出口部門的外部效果，是以固定彈性的關係顯現之；即式(1)的生產函數可書成

$$N = X^\theta \Phi(K_n, L_n), \quad (6)$$

式中 θ 為一個固定值的參數。此一假設等於將上述的外溢效果以固定彈性的關係顯現之（註10）。當外溢效果不存在時，則 $\theta=0$ 。

此外，Feder (1982) 認為出口和非出口的邊際生產力不一定相同，並對其差異假設如下式所示：

$$G_L / F_L = G_K / F_K = 1 + \delta, \quad (7)$$

式中， F_K 、 F_L 、 G_K 、 G_L 分別表示非出口與出口部門的資本與勞動邊際產量。如果二部門間要素邊際產量相同， $\delta=0$ ，則資源配置達到全國生產量之最大化。如果非出口部門之邊際要素生產力低（高）於出口部門，則 $\delta>(<)0$ 。其次，Feder (1982)採用 Bruno (1968)的設定，假設非出口部門的實質邊際勞動生產力(F_L)為單位勞動產出(Y/L)的線性函數，即

$$F_L = \beta \cdot Y / L. \quad (8)$$

式(5)因而可書成 $\Delta Y/Y = \alpha \cdot \Delta K/Y + \beta \cdot \Delta L/L + [(\delta/(1+\delta) + F_K) \cdot \Delta X/Y]$ ，式中 $\alpha = F_K$ 。納入式(6)對跨部門外部效果的設定，則總產出的成長率可重新整理如下：

$$YG = \alpha \cdot IY + \beta \cdot LG + [\delta/(1+\delta) - \theta] \cdot DXY + \theta \cdot XG, \quad (9)$$

式中 $YG = \Delta Y/Y$ ， $IY = \Delta K/Y$ ， $LG = \Delta L/L$ ， $DXY = \Delta X/Y$ ，與 $XG = \Delta X/X$ 式(9)就是Feder的實證模型。由式(9)可得與 $(\delta/(1+\delta) - \theta)$ 的估計值，則可進而得知，出口部門對非出口部門是否存在外溢效果。

二、基本資料、相關計量方法、統計檢定及實證迴歸模型

本研究的基本資料有四：製造業國內生產毛額、投入職工數、資本與出口額。本文能夠蒐集的歷年數值及其資料來源如附表 1 所示。簡言之，製造業的國內生產毛額(Y)是直接取自許松根(2013)^(註 11)；投入職工數(L)取自臺灣省行政長官公署編(1946)表 264；資本(K)是臺灣省行政長官公署編(1946)表 304 的工業實收資本；與出口額(X)取自臺灣省行政長官公署編(1946)表 321 的輸出金額。基本資料由於投入職工數只有 1914 至 1941 年的數值，再由於實證迴歸模型的變數皆是差分，本文迴歸實證研究涵蓋期間是 1915 至 1941 年。

本文認為 1915 至 1941 年實證研究涵蓋期間應可掌握臺灣製造業正常的產業成長，而主要依據如下述：首先，臺灣總督府是在 1902 年開始推展工業發展政策，而首選的產業政策對象是製糖業。有關糖業的發展政策在 1911 年底告一段落，而主因是「糖業獎勵的當前目的已達到，而生產過剩的隱

憂卻又發生」(矢內原忠雄(1929, 頁204))。不過,臨時臺灣糖務局的撤廢(1911年10月)前後皆有颱風侵襲臺灣^(註12),三次颱風致使1912及1913年砂糖產出因而銳減。換言之,臺灣製糖業在1914年才邁進正常成長的期間,故製造業亦如此。

其次,臺灣製造業自1942年開始是處於異常成長的情況,主因1942年6月5日的中途島海戰致使太平洋上的海上霸主易手,臺灣各產業的成長因而自該年以後,特別是製造業,呈現相當異常的期間一先是有些產業增產,有些減產,而各產業在最後的期間(1944-5年)皆是處於減產的情況(詳見後文)。換言之,1942年以後的臺灣製造業並不是處於正常成長的情況。本文綜合上述認為,採用1915至1941年為實證研究涵蓋期間,應可掌握臺灣製造業正常的產業成長。

本研究的確認最適迴歸結果的依據準則有五,包括(1)檢視解釋變數取捨的Akaike模型統計檢定、(2)認估計係數是否異於零的t-檢定、(3)解釋變數的預期影響方向、(4)自我相關的二種檢定,(即檢視一階自我相關的Durbin-Watson檢定及檢視高階自我相關的Ljung與Box(1979)的Q檢定)^(註13)與(5)檢視變異數非齊一性White(1980)的ARCH檢定。

本文確認迴歸結果的工作分為三階段。第一階段是應用上述前三項準則來確認最適結果,即準則(1)、(2)及(3)。這階段的推估方法事實上是假設迴歸模型的干擾項,不存在自我相關及變異數為齊一。第二階段的工作是應用前述準則(4)檢視第一階段的迴歸結果,是否存在自我相關與應用前述準則(5)檢視是否存在齊一變異數的假設。若第二階段的檢定結果是存在非齊一變異數或存在自我相關,則本文將進行第三階段,採用一般化的最小平方法去確認最適迴歸結果。

就實證迴歸模型而言,本文將首先是只針對Feder所衍導的基本模型,進行解釋變數的汰選。其次,鑑於式(9)只是依據Feder的理論所衍導的實證基本模型,本文將採用「虛擬變數」(Dummy variable)來掌握一些可能影響產業成長的外在變遷。

虛擬變數選擇的考量有三。首先考量的是臺灣總督府在1937年前及其後所採取二套相當不同目的的工業政策,是否會造成1937年前及其後二段期間製造業有不同的長期成長趨勢。虛擬變數選擇的第二個考量是單純從

誤差項(residual)來考慮…若某年的誤差項數值過高或過低，則採用以該年數值等於壹，而其他年數值皆等於零的虛擬變數，期改善迴歸結果。最後一個虛擬變數選擇的考量是因為製糖業可說是日治製造業的全部，而扮演該產業最重要生產投入的甘蔗產量特別容易受到這類天災的影響^(註14)，本文為了檢視對製造業產業成長的影響，將進一步蒐集日治期間發生的天災，特別是颱風或暴雨，期能更完整及正確地掌握日治臺灣製造業的產業成長肇因。

三、製造業成長肇因的確認工作

製造業成長肇因的確認工作分為二部分，第一部分是不考慮虛擬變數組合的加入，只針對 Feder 所衍導的原始模型，（即式(9)），進行解釋變數的汰選，然後在第二部分才考慮虛擬變數組合之選擇及確認。

確認工作第一部分包括式(9)所有解釋變數的迴歸結果如表(2.1)模型代號 BM1 所示。模型代號 BM1 的解釋變數 LG 及 DXY 的 t 值皆顯示其估計值與零沒有顯著差異。去除了解釋變數 DXY 的迴歸結果如表(2.1)模型代號 BM2 所示；其對應的 Akaike 統計值，由模型代號 BM1 的 -32.97 下降為 -34.82，此變化顯示去除了解釋變數 DXY 的迴歸結果，在統計上，是可接受的。同理，去除解釋變數 LG 的迴歸結果是可接受的。最後，就模型代號 BM3 而言，去除解釋變數 IY 或 XG 皆使對應的 Akaike 統計值上升；換言之，模型代號 BM3 應是 Feder 所衍導的基本模型最適迴歸結果。

其次，針討前述虛擬變數選擇的分而言，本文首先處理三種虛擬變數選擇考量的前二個。本文分別採用二個虛擬變數代號 D（1937 至 1941），（即 1937 至 1941 年的各年數值皆等於壹，而其他年數值皆等於零），及虛擬變數代號 D（1915 至 1936），（即 1915 至 1936 年的各年數值皆等於壹，而其他年數值皆等於零），來嘗試檢視臺灣總督府在 1937 年前及其後所採取二套相當不同目的工業政策下的製造業，其成長趨勢是否有所差異。再者，針對誤差項考量的處理是一般慣用的，即若某年的誤差項數值有過高或過低的異常現象，則採用以該年數值等於壹，而其他年數值皆等於零的虛擬變數，期改善迴歸結果；例如表(2.1)中虛擬變數代號 D1934 是 1934 年數值等於壹，而其他年數值皆等於零的虛擬變數，而其他虛擬變數類推。

採用虛擬變數D（1937至1941）及基於誤差項考量的幾個虛擬變數的第一個迴歸結果如表(2.1)模型代號 D41M1 所示。由模型代號 D41M1 對應的 Akaike 統計值與基本模型之比對可知，增加該虛擬變數可獲較佳迴歸結果。不過，經過類似基本模型汰選工作所得的最適迴歸結果如表(2.1)模型代號 D41M6 所示，而該結果顯示，去除虛擬變數D（1937至1941），在統計上，是可接受的。其次，採用虛擬變數D（1915至1936）及基於誤差項考量的幾個虛擬變數的第一個迴歸結果如表(2.1)模型代號 D37M1 所示。逐次去除解釋變數 DXY 及 LG 後的模型代號是 D37M3，且 Akaike 統計值皆下降，意指去除解釋變數 DXY 及 LG 在統計上，是可接受的。模型代號 D37M3 的迴歸結果顯示，虛擬變數 D(1937)、D(1930)及 D（1915至1936）的 t 值皆顯示其估計值與零沒有顯著差異。再者，逐次去除這些虛擬變數的迴歸結果如表(2.1)模型代號 D37M5、D37M6 及 D37M9 所示，對應的 Akaike 統計值上升；意指：這些虛擬變數在統計上，是不可去除。最後為了慎重起見，本文去除解釋變數 IY 及 DXY，其迴歸結果分別如表(2.1)模型代號 D37M10 及 D37M11 所示，其對應的 Akaike 統計值皆上升；換言之，這些解釋變數在統計上，是不可去除。總而言之，本文認為模型代號 D37M3 應是製造業成長肇因模型只考慮虛擬變數選擇前二個考量時，第一階段的最適迴歸結果。

上述分析僅考慮本文選擇虛擬變數的前二個考量。就最後一個天災的虛擬變數選擇考量而言，本文蒐集有關 1909 年以降的全島降雨總量與甘蔗受災損失數量之統計數值，結果如圖(2.1)所示。從圖(2.1)可見，過多雨量的年份，例如 1919、1927、1933、1934、1937 及 1940 年，甘蔗往往受損影響收成（註 15），致使製糖業的產出銳減。鑑此，本文採用各種不同的虛擬變數組合來檢視這些天災對製造業產業成長的影響。檢視工作的處理方法是以前述最適產業成長迴歸結果的模型代號 D1537M3 為基準，逐次加入不同的虛擬變數組合後，依據解釋變數取舍模型選擇的檢定來判斷，是否要加入這個虛擬變數的組合。表(2.2)是上述模型選擇檢定統計值的部分結果。

表(2.1) 製造業產業成長模型的部分迴歸結果(I)

模型代號	BM1	BM2	BM3	D41M1	D41M6	D37M1	D37M3	D37M5	D37M9	D37M6
解釋變數 IY	-0.065 (-4.205)	-0.064 (-4.26)	-0.07 (-5.05)	-0.072 (-5.69)	-0.066 (-5.93)	-0.073 (-6.01)	-0.073 (-6.69)	-0.071 (-6.34)	-0.069 (-6.29)	-0.066 (-5.93)
解釋變數 LG	-0.161 (-0.868)	-0.168 (-0.92)		0.021 (0.1)		0.011 (0.06)				
解釋變數 DXY	-0.007 (-0.362)			-0.007 (-0.415)		0.00003 (0.002)				
解釋變數 XG	1.236 (3.726)	1.126 (8.73)	1.11 (8.72)	1.299 (4.77)	1.169 (11.4)	1.12 (3.93)	1.121 (9.97)	1.089 (9.55)	1.198 (11.5)	1.169 (11)
虛擬變數 D (1934)				-0.25 (-2.45)	-0.242 (-2.44)	-0.269 (-2.71)	-0.269 (-2.86)	-0.264 (-2.72)	-0.248 (-2.587)	-0.242 (-2.44)
虛擬變數 D (1918)				-0.238 (-1.83)	-0.239 (-2.45)	-0.276 (-2.32)	-0.272 (-2.88)	-0.278 (-2.86)	-0.234 (-2.489)	-0.239 (-2.453)
虛擬變數 D (1937)				-0.183 (-0.61)		-0.142 (-1.45)	-0.142 (-1.54)		-0.149 (-1.575)	
虛擬變數 D (1937 至 1941)				0.035 (0.61)						
虛擬變數 D (1930)				0.218 (2.17)	0.219 (2.26)	0.171 (1.75)	0.17 (1.76)	0.166 (1.67)	0.221 (2.354)	0.219 (2.265)
虛擬變數 D (1915 至 1936)						0.039 (1.37)	0.039 (1.56)	0.041 (1.59)		
Adj. RS 值	0.742	0.752	0.753	0.834	0.842	0.846	0.862	0.852	0.852	0.842
Akaike 統計值	-32.97	-34.8	-35.87	-41.4	-45.4	-43.53	-47.52	-46.48	-46.41	-45.4

說明：(1)涵蓋年限：1915 至 1941 年

(2)變數表格中的二數值，上者是係數推估值，下有小括號者是係數的 t 檢定統計值。

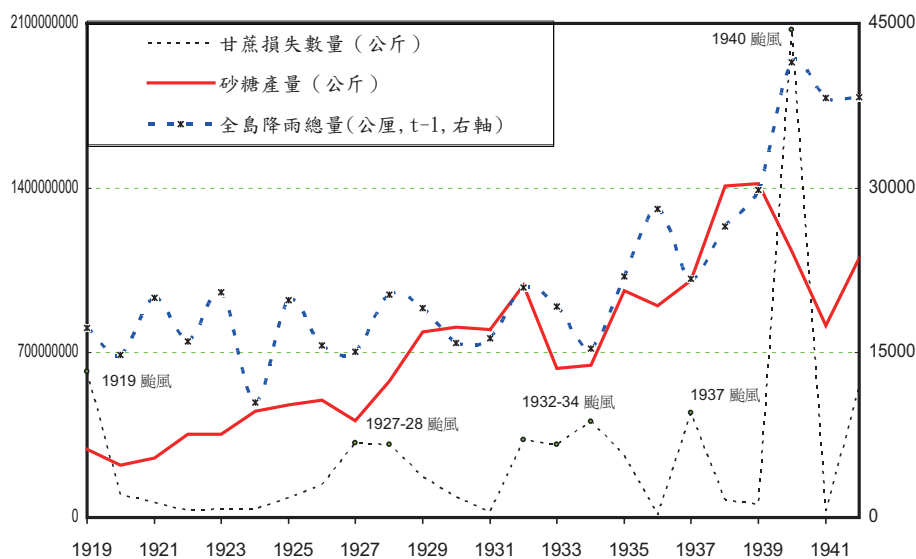
(3)Adj. RS 值是修正的 R-Bar-Square 值；Akaike 統計值是依據 Akaike (1973)所計算的 Akaike Information criterion 統計值。

從表(2.2)可見，模型代號T10，T12及T21對應的Akaike統計值皆下降，該結果顯示，加入其對應的虛擬變數組合，在統計上，是可接受的。據此結果可知，1915至1941年間發生的風雨天災，確有一些對製造業產業成長有影響。再者，前述三個迴歸結果中，模型代號T21應是較佳的迴歸結果，因其Akaike統計值最低（參見表(2.3)）（註16）。

模型代號T21迴歸干擾項不具備自我相關的特性，因其DW檢定統計值=1.9，其對應的統計P值=0.459，及Ljung及Box(1978)檢定高階自我相關的

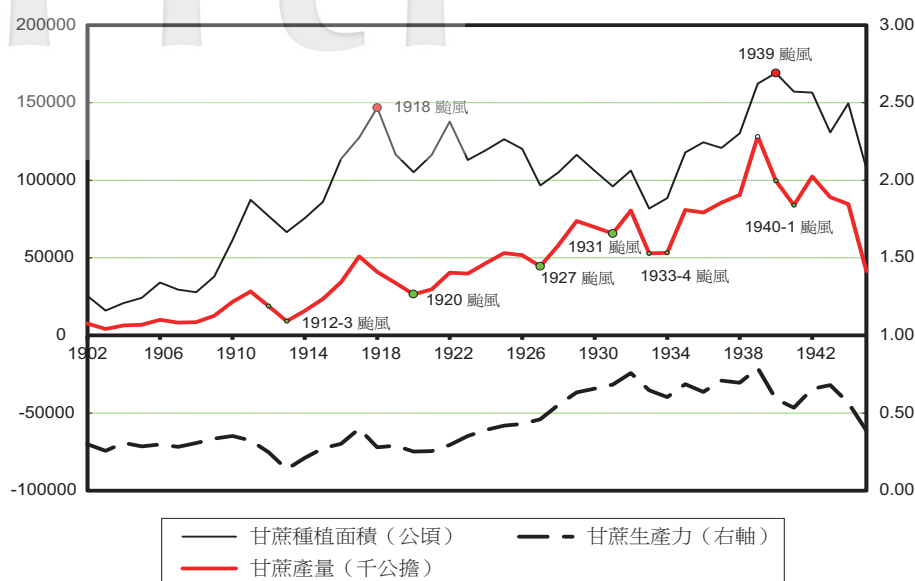
Q 檢定統計值=0.97，其對應的統計 P 值=0.43，（即二個檢定皆顯示，應可接受模型 T21 不具備自我相關的虛無假說(null hypothesis)）。其次，採用 White (1980) 的 ARCH 檢定方法的第三階段檢定之 LM 檢定統計值=1.679，其對應的統計 P 值=0.79；因 LM 檢定統計值對應的顯著水準顯示，模型 T21 的迴歸應可接受干擾項具備變異數齊一的的虛無假說。總而言之，資料涵蓋年限是 1915 至 1941 年時，模型 T21 是最適迴歸結果。因上述的檢定結果顯示，模型代號 T21 不需要進行第四階段的確認，即不需要採用一般化的最小平方法來確認最適迴歸結果。

前文迴歸分析資料的涵蓋年限是 1915 至 1941 年，包括總督府自 1937 年開始為了配合日本南進國策的軍需化工業政策期間；換言之，這些迴歸結果皆可能受到軍需化工業政策的影響。為了慎重，本文進行資料涵蓋年限只有 1915 至 1937 年，期更正確地確認日治臺灣製造業的產業成長肇因。經過類似前述模型汰選工作所得的迴歸結果如表(2.4)（註¹⁷）所示。



圖(2.1) 全島降雨總量、甘蔗受災損失數量與砂糖產量

資料來源：(1)歷年主要農作物受災面積損失數量及價值取自臺灣省行政長官署(1946)，表 217。
(2)砂糖產量取自臺灣省行政長官公署(1946)，表 283。
(3)歷年降雨總量取自臺灣省行政長官公署(1946)，表 18。



圖(2.2) 甘蔗產量、種植面積與甘蔗生產力(1902-45)

說明：(1)甘蔗種植面積及產量取自臺灣省行政長官公署(1946)表 204。

(2)甘蔗生產力，本文依甘蔗產量除以甘蔗種植面積計算之。

(3)圖中蔗產量有年份者，表示該年或前一年颱風造成收成顯著損失。

表(2.2) 颱風天災與解釋變數取捨之模型選擇檢定統計值的部分結果

模型代號	增加的虛擬變數	RS 值	Adj. RS 值	Akaike 統計值
D37M3		0.894	0.862	-47.520
T7	D (1932 至 1934)	0.895	0.856	-45.915
T8	D(1919)+ D(1927)	0.894	0.847	-43.600
T9	D(1927)	0.894	0.855	-45.580
T10	D(1932)	0.900	0.863	-47.263
T11	D(1933)	0.894	0.855	-45.714
T12	D(1940)	0.907	0.873	-49.161
T13	D(1941)	0.894	0.854	-45.550
T14	D (1941 至 1942)	0.902	0.866	-47.701
T16	D (1932 至 1933)	0.895	0.856	-45.915
T17	D (1933 至 1934)	0.894	0.855	-45.714
T19	D (1932 至 1934)	0.895	0.856	-45.915
T20	D(1940)+D (1941 至 1942)	0.907	0.866	-47.226
T21	D(1940) + D(1932)	0.914	0.876	-49.303

說明：(1)資料涵蓋年限：1915 至 1941 年

(2) RS 值是 R-Bar-Square 值；Adj. RS 值是修正的 R-Bar-Square 值；Akaike 統計值是依據 Akaike (1973)所計算的 Akaike Information 統計值。

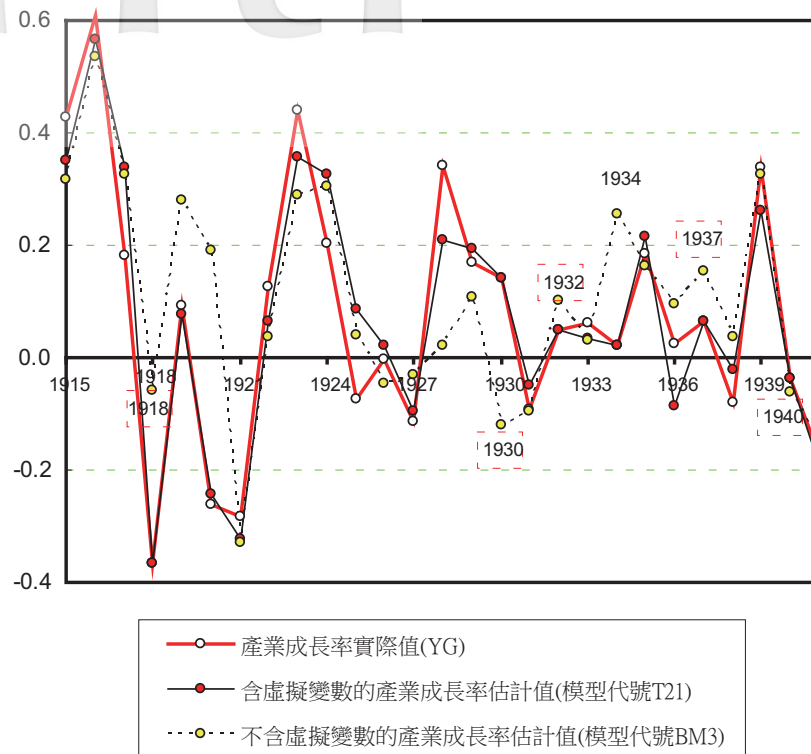
表(2.3) 製造業產業成長模型的部分迴歸結果(II)

模型代號	D37M3	T10	T12	T21	T22	T23
解釋變數 IY	-0.073 (-6.690)	-0.7426 (-6.816)	-0.7693 (-7.169)	-0.7834 (-7.35)	-0.77 (-7.16)	-0.77 (-6.96)
解釋變數 XG	1.121 (9.977)	1.1199 (10.03)	1.1401 (10.52)	1.1395 (10.65)	1.11 (10.1)	1.10 (8.82)
虛擬變數 D(1934)	-0.269 (-2.867)	-0.2752 (-2.949)	-0.2739 (-3.044)	-0.2805 (-3.151)	-0.27 (-3.03)	-0.27 (-2.96)
虛擬變數 D(1918)	-0.272 (-2.889)	-0.2775 (-2.96)	-0.2679 (-2.963)	-0.2732 (-3.056)	-0.27 (-3.05)	-0.28 (-3.03)
虛擬變數 D(1937)	-0.142 (-1.545)	-0.1428 (-1.565)	-0.1476 (-1.673)	-0.1486 (-1.706)	-0.14 (-1.65)	-0.14 (-1.6)
虛擬變數 D(1930)	0.17 (-1.763)	0.1621 (-1.689)	0.1678 (-1.816)	0.1597 (-1.746)	0.16 (1.76)	0.16 (1.68)
虛擬變數 D (1915 至 1936)	0.039 (1.563)	0.0455 (1.791)	0.0399 (1.67)	0.0467 (1.928)	0.04 (1.79)	0.05 (1.88)
虛擬變數 D(1940)			0.1468 (1.656)	0.1492 (1.705)	0.15 (1.66)	0.15 (1.63)
虛擬變數 D(1932)		-0.104 (-1.126)		-0.1074 (-1.219)	-0.10 (-1.15)	-0.10 (-1.15)
虛擬變數 D(1915)					0.08 (0.98)	
虛擬變數 D(1916)						0.06 (0.59)
Adj. RS 值	0.862	0.8634	0.8727	0.8758	0.8755	0.8711
Akaike 統計值	-47.52	-47.2629	-49.1611	-49.3031	-48.77	-47.856

說明：(1)涵蓋年限：1915 至 1941

(2)變數各格中的二數值，上者是係數推估值，下有小括號者是係數的 t 檢定統計值。

(3)Adj. RS 值是修正的 R-Bar-Square 值；Akaike 統計值是依據 Akaike (1973)所計算的 Akaike Information 統計值。



圖(2.3-1) 產業成長率實際值與迴歸的估計值（模型 T21）

說明：(1)含虛擬變數的產業成長率估計值（模型代號 T21）是本文根據模型代號 T21 的迴歸結果計算而得，（即一般迴歸的被解釋變數估計值）。

(2)含虛擬變數的產業成長率估計值（模型代號 BM3）是本文根據模型代號 BM3 的迴歸結果計算而得。

(3)除了虛擬變數 D（1915 至 1937）外，其他確實會影響產業成長的虛擬變數年份皆用虛線框之。

表(2.4)模型代號 37M6 對應的 Akaike 統計值最低。再者，模型代號 37M6 迴歸干擾項不具備自我相關的特性，因其 DW 檢定統計值=1.6，其對應的統計 P 值=0.4085。=0.38，及 Ljung 及 Box (1978) 檢定高階自我相關的 Q 檢定統計值=0.6332，其對應的統計 P 值=0.61，即二個檢定皆顯示，應可接受模型 37M6 不具備自我相關的虛無假說(null hypothesis)。其次，採用 White (1980) 的 ARCH 檢定方法的第三階段檢定之 LM 檢定統計值=2.479，其對應的統計 P 值=0.479；因 LM 檢定統計值對應的顯著水準顯示，模型 37M6 的迴歸應可接受干擾項具備變異數齊一的的虛無假說。總而言之，資料涵蓋年限只有 1915 至 1937

年時，模型 37M6 是最適迴歸結果，因上述的檢定結果顯示，模型代號 37M6 不需要進行第四階段的確認。

綜合上述分析結果，本文認為表(2.5)中的模型代號 T21 及 37M6 應是日治期間臺灣製造業成長模型的最適迴歸結果。這是依據確認最適迴歸結果的五個依據準則的最適迴歸結果。二個迴歸結果主要差異在於部份的虛擬變數有所不同^(註18)，但依據 Feder 模型所衍生的解釋變數皆相同，即只有出口與資本投入可以視為影響日治臺灣製造業產業成長的解釋變數。此外，二個迴歸結果尚有下列所述的雷同^(註19)。

圖(2.4)中各模型出口對製造業成長的貢獻值係將該模型解釋變數 XG 的迴歸係數推估值乘上解釋變數 XG 而得之。從圖(2.4)可見，各模型的出口對製造業成長的貢獻值，幾乎可說是皆相等，雖然二個模型在資料涵蓋年限或部份的虛變數，有相當的差異，但二個模型的解釋變數 XG 的迴歸係數推估值可說是皆相等，差異值只出現在小數點後的第二位(見表(2.5))。再者，各模型資本投入對製造業成長的貢獻值亦同。

類似圖(2.4)，圖(2.5)中各模型資本投入對製造業成長的貢獻值也是將該模型解釋變數 IY 的迴歸係數推估值乘上解釋變數 IY 而得之。從圖(2.5)可見，各模型的出口對製造業各年成長的貢獻值，幾乎可說是相等。

綜合上述，本文認為模型代號 T21 及 37M6 應是日治期間臺灣製造業成長模型的最適迴歸結果。

表(2.4) 製造業產業成長模型的部分迴歸結果(III)

模型代號	37M1	37M2	37M3	37M4	37M5	37M6	37M7	36M6
解釋變數 IY	-0.072	-0.07	-0.07	-0.6347	-0.723	-0.671	-0.677	-0.61
	(-5.390)	(-5.704)	(-5.798)	(-5.684)	(-6.51)	(-6.281)	(-6.172)	(-6.93)
解釋變數 LG	0.084							
	(0.377)							
解釋變數 DXY	-0.01	-0.009						
	(-0.547)	(-0.534)						
解釋變數 XG	1.305	1.31	1.173	1.148	1.18	1.035	1.047	0.903
	(4.499)	(4.639)	(10.04)	(10.83)	(11.99)	(8.478)	(8.29)	(8.33)
虛擬變數 D (1934)	-0.242	-0.243	-0.242	-0.237	-0.245	-0.211	-0.214	-0.18
	(-2.254)	(-2.319)	(-2.36)	(-2.561)	(-2.89)	(-2.597)	(-2.568)	(-2.7)
虛擬變數 D (1918)	-0.266	-0.232	-0.235	-0.2428	-0.231	-0.244	-0.243	-0.256
	(-1.924)	(-2.26)	(-2.337)	(-2.675)	(-2.773)	(-3.133)	(-3.047)	(-4.09)
虛擬變數 D (1930)	0.217	0.213	0.217	0.219	0.216	0.204	0.205	0.193
	(2.055)	(2.084)	(2.173)	(2.432)	(2.621)	(2.639)	(2.591)	(3.12)
虛擬變數 D (1928)				0.2084	0.19	0.202	0.201	0.214
				(2.259)	(2.242)	(2.548)	(2.475)	(3.365)
虛擬變數 D (1937)					-0.15	-0.126	-0.128	
					(-1.79)	(-1.592)	(-1.581)	
虛擬變數 D (1936)					0.133	0.133	0.133	0.127
					(1.5)	(1.612)	(1.582)	(1.928)
虛擬變數 D (1932)							-0.051	
							(-0.605)	
虛擬變數 D (1915)						0.152	0.148	0.188
						(1.818)	(1.735)	(2.76)
虛擬變數 D (1916)						0.136	0.131	0.198
						(1.428)	(1.332)	(2.48)
Adj.RS 值	0.826	0.835	0.842	0.871	0.892	0.906	0.902	0.942
Akaike 統計值	-33.243	-35.04	-36.657	-40.69	-43.608	-46.235	-45.028	-53.8

說明：(1)除了 36M6，其他的涵蓋年限皆是 1915 至 1937 年，而 36M6 的涵蓋年限皆是 19 至 1936 年。

(2)變數各格中的二數值，上者是係數推估值，下有小括號者是係數的 t 檢定統計值。

(3) Adj. RS 值是修正的 R-Bar-Square 值；Akaike 統計值是依據 Akaike (1973)所計算的統計檢定值。

表(2.5-1) 製造業產業成長模型的最適迴歸結果的
係數估計值及其 t 檢定統計值

模型代號	T21	37M6
解釋變數 IY	-0.783 (-7.35)	-0.671 (-6.281)
解釋變數 XG	1.1395 (10.65)	1.035 (8.478)
虛擬變數 D(1934)	-0.2805 (-3.151)	-0.211 (-2.597)
虛擬變數 D(1918)	-0.2732 (-3.056)	-0.244 (-3.133)
虛擬變數 D(1937)	-0.1486 (-1.706)	-0.126 (-1.592)
虛擬變數 D(1930)	0.1597 (1.746)	0.204 (2.639)
虛擬變數 D (1915 至 1936)	0.0467 (1.928)	
虛擬變數 D(1940)	0.1492 (1.705)	
虛擬變數 D(1932)	-0.1074 (-1.219)	
虛擬變數 D(1928)		0.202 (2.548)
虛擬變數 D(1936)		0.133 (1.612)
虛擬變數 D(1915)		0.152 (1.818)
虛擬變數 D(1916)		0.136 (1.428)

說明：(1)變數各格中的二數值，上者是係數推估值，下有小括號者是係數的 t 檢定統計值。

(2)模型代號 T21 資料涵蓋年限皆為 1915 至 1941 年，而模型代號 37M6 的資料涵蓋年限為 1915 至 1937 年。

表(2.5-2) 製造業產業成長模型最適迴歸結果的檢定統計

模型代號	T21	37M6
Adjusted R-S 值	0.8758	0.906
Akaike 統計值	-49.303	-46.235
D-W 檢定統計值	1.9	1.666
D-W 檢定統計值的顯著水準	0.459	0.4058
Q 檢定統計值	0.97	0.6332
Q 檢定統計值的顯著水準	0.432	0.61
White 檢定統計值	1.67	2.479
White 檢定統計值的顯著水準	0.79	0.479

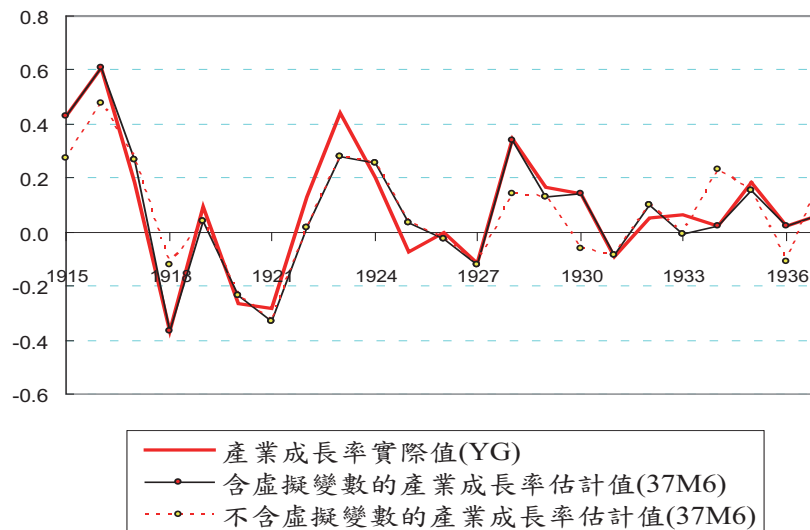
說明：(1) Adj. R-squared 值是修正的 R-Bar-Square 值；Akaike 統計值是依據 Akaike (1973)所計算的 Akaike Information 判斷統計值。

(2) D-W 檢定統計值的顯著水準是檢定一階自我相關的 Durbin-Watson 統計所對應的顯著水準值。

(3) Q 的顯著水準值是 Ljung 及 Box (1978)檢定高階自我相關的統計值所對應的顯著水準值。

(4) White 檢定統計值的顯著水準是 White (1980)檢定異質變異數的統計值所對應的顯著水準值。

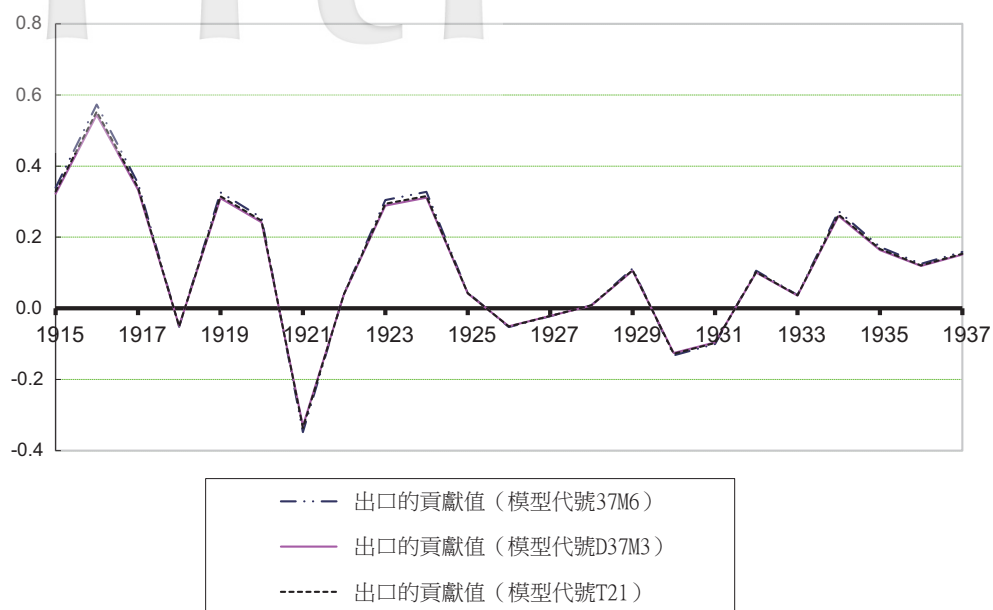
(5)模型代號 T21 資料涵蓋年限皆為 1915 至 1941 年，而模型代號 37M6 的資料涵蓋年限為 1915 至 1937 年。



圖(2.3-2)：產業成長率實際值與迴歸的估計值（模型 37M6）

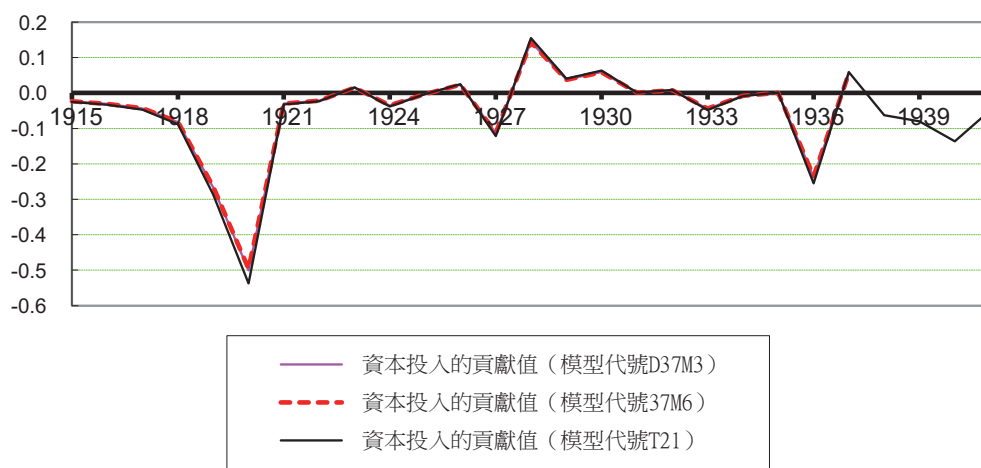
說明：(1)含虛擬變數的產業成長率估計值（模型代號 37M6）是本文根據模型代 37M6 的迴歸結果計算而得，（即一般迴歸的被解釋變數估計值）。

(2)不含虛擬變數的產業成長率估計值（模型代號 37M6）是本文根據模型代號 37M6 的迴歸結果計算而得，但不含虛擬變數的產業成長率估計值。



圖(2.4) 歷年出口對製造業成長貢獻值的比對

說明：各迴歸模型出口對製造業成長的貢獻值係將該模型解釋變數 XG 的迴歸係數推估值乘上各年解釋變數 XG 的數值而得之。



圖(2.5)：歷年資本投入對製造業成長貢獻值的比對

說明：各迴歸模型資本投入對製造業成長的貢獻值係將該模型解釋變數 IY 的迴歸係數推估值乘上各年解釋變數 IY 的數值而得之。

參、製造業產業成長的特色

根據前文的迴歸分析結果，本文對製造業產業成長肇因特色有下述的發現：

特色(1)：就日治臺灣製造業而言，出口確有促進成長的績效，但勞動投入不是其成長肇因。

說明：(1.1)首先，就 Feder(1982)模型而言，解釋變數 LG 的迴歸係數是勞動投入的邊際產量。其次，前文的模型代號 BM3 是沒有考慮任何虛擬變數組合的 Feder 原始模型之最適迴歸結果及納入虛擬變數考量後的模型代號 T21（模型代號 37M6）是涵蓋年限自 1915 至 1941（1915 至 1937）年間的製造業產業成長模型的最適迴歸結果，而三個迴歸結果皆顯示，解釋變數 LG 不應該視為製造業產業成長迴歸的解釋變數，意指勞動投入不會影響製造業的產業成長，不是其成長的肇因。

(1.2)由表(2.5)可知，解釋變數 XG 的迴歸係數是正值，而變數 XG 旨在測量出口對產業成長的影響效果，意指出口的成長會促進產業的成長，是其成長的肇因。

特色(2)：就日治臺灣製造業而言，增加資本投入會造成產業產出的減少。說明：首先，就 Feder(1982)模型而言，解釋變數 IY 的迴歸係數是資本投入，旨在測量其邊際產量的數值，而由表(2.5)可知，變數 IY 的迴歸係數是負值，其對應的 t 檢定統計值皆顯示，該迴歸係數是顯著的異於零（註 20）；換言之，就日治期的製造業而言，資本的邊際產量是非正值，意指資本投入有可能是超額或過度的投資，或有其他原因或環境變遷，造成機器設備的過多，致使增加資本投入會造成產業產出的減少。鑑於資本投入的邊際產量是負值，似有違常理，本文第肆節將提供進一步的分析。

特色(3)：日治臺灣製造業的出口部門對非出口部門有外溢的效果。說明：(3.1)Feder(1982)是用 θ 值來掌握出口部門對與非出口部門是否存在排擠效果或外溢效果，（即當 θ 是正值時，出口部門的成長會促進非出口部門的成長；反之，則出口部門的成長會排擠非出口部門的成長）。

(3.2)從前文表(2.5)可知，變數 XG 的迴歸係數 $=0$ 皆是正值，意指日治臺灣製造業出口部門的成長有促進非出口部門成長的效果。

特色(4)：出口是日治臺灣製造業唯一的產業成長肇因。

說明：(4.1)為了進一步瞭解某一肇因對其產業成長的貢獻，本文根據表(2.5)的迴歸結果計算各迴歸模型的估計產業成長率平均值及各解釋變數在某一涵蓋年間對產業成長貢獻的平均值，結果如表(3.1)所示。

(4.2)由表(3.1)可知，不論是那段涵蓋年份或迴歸模型，資本投入的貢獻值，皆是負值^(註21)，而出口的貢獻值因而皆超過產業成長率實際值，即出口是日治臺灣製造業唯一的產業成長肇因。

(4.3)就出口的貢獻值而言，本文認為應分為二階段來論之，第一階段涵蓋年份是1915至1936年間，而第二段期間是1937至1941年間，主因是由表(3.1)可見，出口對產業成長的平均貢獻值在這二段期間，有相當顯著的差異。具體言之，從表(3.1)中依據模型代號 T21 所計算的數值可知，出口在第二段期間（即1937至1941年）的平均貢獻值從前一段期間的0.1181，銳減為0.0679。這種異常的表現是由於製造業的製糖業為了配合「南進國策」而減產，致使製造業的成長，不但被抑制，而且呈現負成長的表現（詳見後文分析）。

特色(5)：日本南進國策有大幅減緩日治臺灣製造業產業成長的影響。說明：本文迴歸分析採用虛擬變數的方式來檢視日本南進國策對日治臺灣製造業產業成長的可能影響。就模型代號 T21 而言，有關的虛擬變數是虛擬變數D(1915至1936)與虛擬變數D(1937)。這二個最適迴歸的結果皆顯示，日本南進國策對日治臺灣製造業產業成長，確有影響。具體而言之，就模型代號 T21 而言，虛擬變數 D(1915至1936)的結果顯示，1937至1941年這一階段的平均成長率較前一階段(1915至1936)銳減了4.67%。

特色(6)：臺灣常有的颱風或過多的雨量等天災，確會影響臺灣製造業產業的成長。

說明：本文迴歸分析採用虛擬變數的方式來檢視臺灣常有的颱風或過多的雨量等天災對日治臺灣製造業產業成長的可能影響。由本文的迴歸結果，不論模型代號 T21 或模型代號 37M6 皆顯示，至少1918、1932及1937年發生的天災確有降低製造業產業成長的影響，因虛擬變數 D(1934)、虛擬變數 D(1918)及虛擬變數 D(1932) 的迴歸係數皆為負值。

表(3.1) 日治臺灣製造業的產業成長值及生產要素的貢獻值

模型代號	涵蓋年份	實際產業成長率平均值	估計產業成長率平均值	估計產業成長率平均值 (不含虛擬變數)	資本投入的平均貢獻	值出口的平均貢獻值
T21	1915 至 1941	0.0739	0.0726	0.0530	-0.0557	0.1088
	1915 至 1936	0.0859	0.0859	0.0619	-0.0562	0.1181
	1937 至 1941	0.0211	0.0143	0.0142	-0.0537	0.0679
37M6	1915 至 1936	0.0859	0.0760	0.0591	-0.0481	0.1072

說明：(1)表中數值皆為平均值，例如產業成長率實際值是先將產業成長率實際值在涵蓋年份的數值加總，然後用這段期間的年數除之；其他變數亦同。

(2)估計產業成長率平均值是將涵蓋年間的所有顯著影響產業成長的解釋變數的各年數值乘上其迴歸係數推估值，然後加總並用這段期間的年數除之。

(3)不含虛擬變數的估計產業成長率平均值的計算與產業成長率估計值相同，但不包括所有的虛擬變數。

(4)表中某解釋變數貢獻值是將該解釋變數各年數值乘上其迴歸係數推估值，然後將涵蓋年間的上述數值加總，並用這段期間的年數除之以計之。

肆、日治臺灣製造業成長肇因的再探討

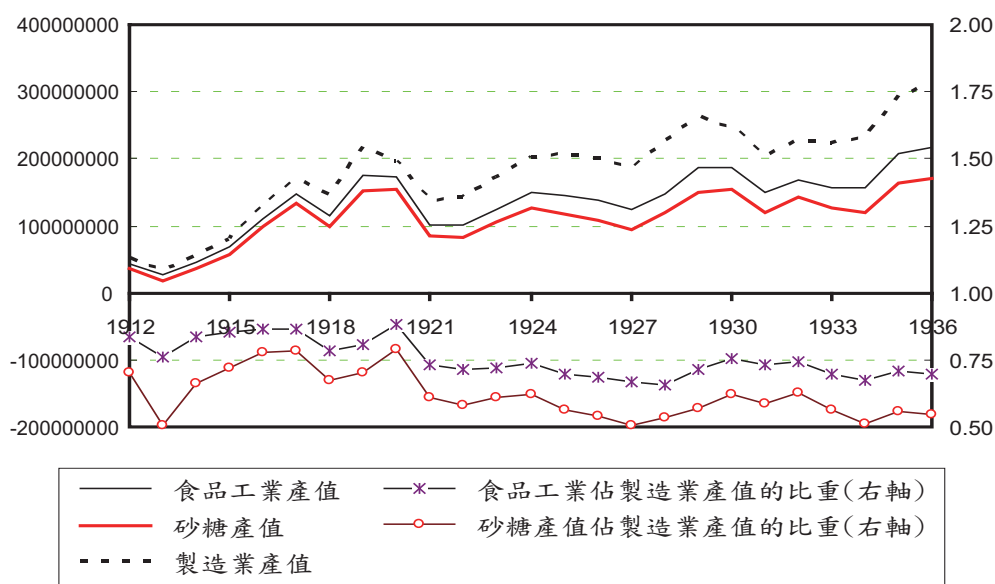
本節旨在進一步探討日治臺灣製造業的成長肇因，而主因是因前文發現，臺灣製造業的資本投入邊際產量是非正值，似有違常理，但肇因何在？

就個別廠商而言，生產投入的邊際產量不可能是負值，因為過多的資本投入或勞動投入，致使該生產要素的邊際產量為負值，廠商可用閑置該生產要素(free disposal)的方式處理，其邊際產量最多是等於零。但就一個國家或一個產業而言，某個生產要素的邊際產量是有可能是負值。例如論及未開發國家，特徵之一是傳統部門，農業或鄉村，有隱藏性的失業，即傳統部門有過多的勞動投入，致使該生產要素的邊際產量為負值。同理，資本投入也有可能相同現象。

就日治臺灣製造業資本投入的邊際產量為非正值而言，本文認為，該產業有可能投資過多，因而造成閑置的機器設備所造成。另一個原因可能是由於製糖業是日治期臺灣製造業的絕大部分，其產出的波動主宰了製造業產值的成長型態（參見圖(4.1)），而製糖業最重要生產投入的甘蔗常因

包括颱風、病蟲害災等天災的影響而歉收，致使該產業因而常發生機器設備過多的處境，進而可能造成臺灣製造業資本投入的邊際產量變成負值（註22）。

下文第一小節將探討日治臺灣製糖業是否有投資過多的問題，第二小節將陳述臺灣製糖業的二項特徵，容易造成資本投入的閑置，可能致使資本投入的邊際產量為負值，而第三小節將說明，製糖業的產業成長肇因，也可能是臺灣製造業資本投入的邊際產量為負值的原因（註23）。



圖(4.1) 砂糖佔製造業產值的比重(1912-1936)

資料來源：(1)食品工業產值取自周憲文（1980，頁 537-38）。

(2)砂糖產值取日臺灣省行政長官公署 (1946)表 283。

(3)製造業產值取自許松根(2013)。

一、投資過多

臺灣總督府大力推展的振興糖業政策到 1911 年決定終止振興糖業的有關措施，主因是製糖工業的產能已可以應付日本內地需求--這是矢內原忠雄(1929)認定的原因（註24）。嚴格論之，臺灣糖業到 1919 年才沒有新增的製糖新會社，而目前本文可確認日治期所有新式製糖會社的製糖總產能是

18226 噸。這是表(4.1)中不包括 1902 至 1906 年間成立會社計畫產能加總的數值，但包括 1914 年以前被合併或承繼者的產能^(註 25)。總督府是在 1910 年 8 月 5 日宣布暫停新式製糖廠之設立及擴充，但其後尚有 12 家新設立的糖廠，而從表(4.1)計算可知，這些糖廠的製糖產能高達 4870 噸^(註 26)，佔總產能的比重高達 26.72%。若不將 1910 年成立的三家製糖會社計入，因這些會社有可能是在法定期間入已核准在案，則新設立的會社有 10 家，其製糖產能加總值高達 2320 噸^(註 27)，亦佔總產能百分之 12.7。若只考慮 1917 年以降，新成立的製糖會社有四，且只計算已有的數據，即只包括恆春製糖與新竹製糖二家製糖會社，其製糖產能的加總值也有 1500 噸，佔上述所有新式製糖會社製糖總產能的百分之十有餘。總而言之，本文認為，日治期間所有新式製糖會社實際擁有的製糖總產能，應是超過總督府原先規劃者或認定的需求總量，因為從前述針對的表(4.1)的分析可確定，至少到 1917 年以降，臺灣的製糖總產能至少比 1910 年多出十分之一。

討論至此，本文認為，造成日治臺灣製造業資本投入的邊際產量為負值的一個可能原因是，當年總督府旨在滿足日本國內對糖的需求，故振興糖業政策規劃原則之一是，追求臺灣製糖業的產出極大。若當年總督府的規劃相當精準，則當年規劃的產出應如圖(4.2)中的「規劃的資本產能」。但從前文分析可知，確認生產過剩的 1910 年以後，尚有不少新增的製糖會社，致使所有會社投資的製糖總產能應如圖(4.2)的「實際投資的資本產能」所示，超過原先規劃的極大產出。由於對應產出極大的邊際產量是零，超過極大產值的實際投資資本產能，其對應的邊際產量就變成為負值，如圖(4.3)所示。簡言之，日治臺灣製糖業確有投資過多的情況，（製糖總產能至少比原先規劃的資本產能多出十分之一），致使製糖業的生產因而處於資本的邊際產量為負值的階段。

二、臺灣製糖業的特徵

臺灣製糖業的特徵之一是，個別製糖工廠的產能，視可以搾多少甘蔗而定，即依照規劃產能的工廠一旦完成，該工廠能夠搾的甘蔗上限就是固定不變，如圖(4.3)中實際投資的資本 K_0 或 K_1 所示^(註 28)，而能夠搾的甘蔗上限如圖(4.3)中甘蔗投入量 X_0 或 X_1 所示。換言之，一旦能夠取得的甘蔗量低

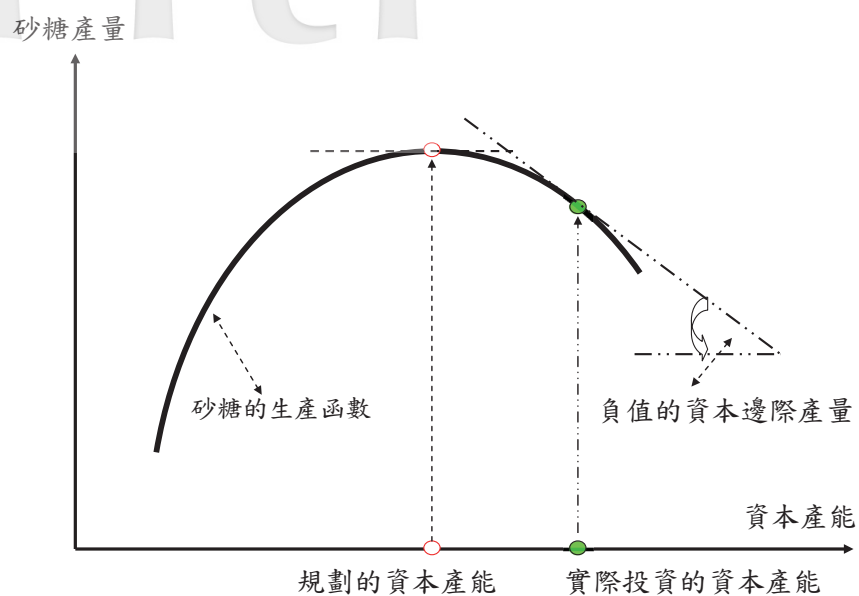
於上述的甘蔗上限量，如圖(4.3)中實際甘蔗投入量 X_1 所示，則製糖工廠就會產生閑置的產能，如圖(4.3)中的 (K_0-K_1) 或 (K_2-K_1) 所示。本文認為，上述製糖工廠的產能的特徵，是造成日治臺灣製造業資本投入的邊際產量為非正值的另一個可能原因。

臺灣製糖業的另一個特徵是，新的資本投入在 1914 或 1919 年以後，沒有顯著的增加，因由圖(4.4)可知，1914 至 1918 年間工業的實收資本額變化不多，而 1919 年的實收資本額的大幅增加是因為 7 月 31 日成立「臺灣電力株式會社」的創辦資金高達 3 千萬日圓（詳見許松根(1998)）。再者，從投資設廠的層面觀之，糖業一直是工業最主要產業，因既實到 1937 年，當另一項超巨額工業投資的日月潭水力發電完成後，糖業的投資設廠佔工業的比重依然高達百分之七十七（參見表(4.2)）^{（註 29）}。換言之，糖業資本投入在 1914 年（含）以後，應可視為數量固定不變的生產要素(quasi-fixed input)。鑑此，本文認為，前述有關製糖廠閑置產能的分析，對整個製糖產業也適用。就整個製糖產業而言，如果資本投入的產能如圖(4.3)中實際投資的資本 K_0 所示，即其對應的邊際產值是正值，則當能夠取得的甘蔗量低於甘蔗上限量的 X_1 ，就會產生閑置的產能，如圖(4.3)中的 (K_0-K_1) 所示。再者，如果資本投入的產能如前文所述，規劃的是極大產出的產能，其對應的邊際產值是為零，則實際投資的資本應如圖(4.3)中 K_2 所示，發生閑置產能的機率大增，因為只要能夠取得的甘蔗量下方，意指 K_2 的邊際產值為零。換言之，既實當年規劃的資本投入產能不是極大低於甘蔗上限量的 X_1 ，實際投資的資本 K_2 就會座落在資本邊際產值為零連線的產出的產能，日治臺灣製糖產業依然可能由於能夠取得的甘蔗量不如預期，產生閑置的產能，致使資本投入的邊際產值為非正值。

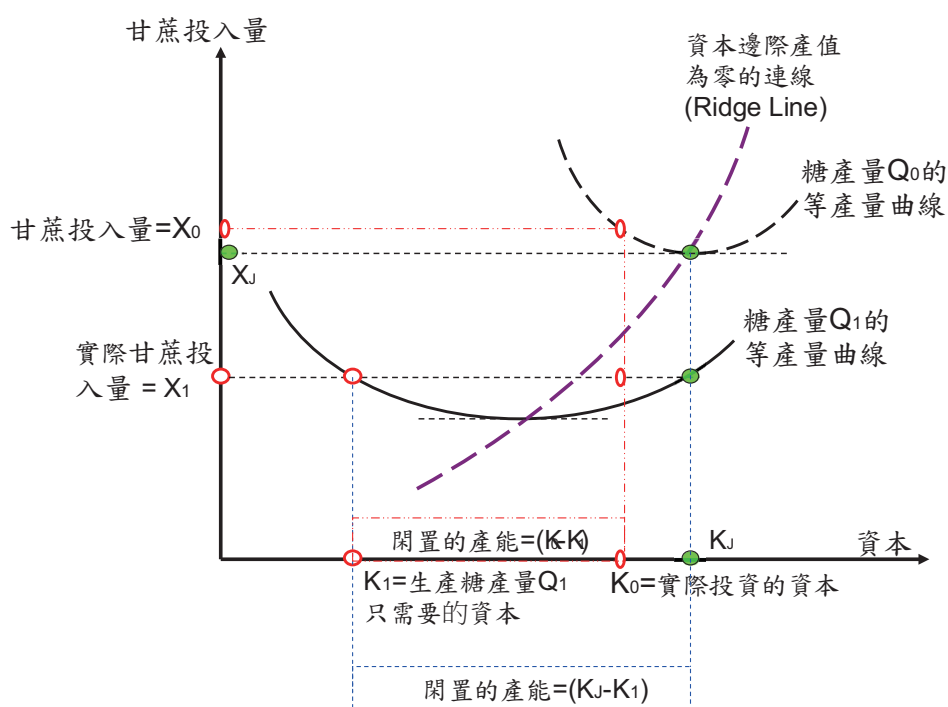
表(4.1) 臺灣製糖會社之設立（按開工年）、合併或承繼

會社名稱	總會社地點	成立年月	開工	成立資金 (萬圓)	計畫產 備能(噸)	發起時資 本來源	合併或承繼	
							年	合併或承繼者
臺灣製糖	屏東	1900. 12.	1903	100	300	日本內地		
維新製糖	鹽水港	1902. 7.	1904	20	40	臺灣本地	1911	明治
新興製糖	鳳山	1903. 4.	1905	24	156	臺灣本地	1941	臺灣
賀田組製糖	花蓮港	1903. 5.	1905	...	60	日本內地	1911	臺東
南昌製糖	屏東	1903. 7.	1905	60	60	臺灣本地	1910	臺灣
麻豆製糖	鹽水港	1903. 10.	1905	50	60	臺灣本地	1907	明治
鹽水港製糖	"	1903. 12.	1905	30	350	臺灣本地	1907	鹽水港
臺南製糖	臺南	1904. 5.	1906	35	180	臺灣本地	1907	臺灣
明治製糖	蒜頭	1906. 11.	1908	500	1,500	日本內地		
怡記商會製糖	三崁店	1906. 11.	1910	20	300	英國資本	1912	怡記
大東製糖	歸來	"	-	500	1,000	日本內地	1910	臺灣
東洋製糖	五間厝	1906. 12.	1909	1,200	1,200	日本內地		
鹽水港製糖	水堀頭	1907. 1.	1909	500	1,000	日本糖商	1927	大日本
F.S.D.會社	三崁店	1901. 1.	1909	80	850	英國資本	1911	怡記
林本源製糖	溪州	1909. 6.	1911	200	750	臺灣本地	1927	鹽水港
高砂製糖	旗尾	"	-	250	1,200	島內日資	1910	鹽水港
苗栗製糖	後龍	1909.8.	1911	50	350	島內日資	1912	南日本
北港製糖	北港	"	1912	180	1,000	島內日資	1915	東洋
新高製糖	大湖	1909.10.	1911	500	1,000	日本糖商	1926	大日本
臺北製糖	臺北	1910. 6.	1912	300	500	島內日資	1916	臺灣
帝國製糖	臺中	"	1912	500	1,050	日本糖商	1940	大日本
中央製糖	南投	1910. 7.	1912	500	750	島內日資	1913	明治
辜顯榮製糖	連交厝	1910. 7.	-	100	500	臺灣本地	1920	明治
斗六製糖	斗六	²	1912	300	500	島內日資	1914	東港
永興製糖	蟪吧哖	1910. 11	1912	60	300	臺灣本地	1913	臺南
埔里社製糖	埔里	²	1912	30	300	島內日資	1913	臺灣
怡記製糖	三崁店	1911. 7			1200	英國資本	1912	臺灣
南日本製糖		1912. 2			1000	島內日資	1916	帝國
臺灣赤糖		1912. 8				島內日資	1916	東洋
臺東製糖	卑南	1912. 9.	1916	350	350	島內日資	1914	鹽水港
臺南製糖		1913. 3.	1913	300	420	日本糖商	1925	鹽水港
宜蘭製糖所		1915. 8		30	400	島內日資	1925	鹽水港
恆春製糖		1917. 9			500	日本糖商	1927	鹽水港
大安製糖		1917.12		200			1930	大日本
沙轆製糖		1919. 8		250		日本內地	1933	昭和
新竹製糖		1919		750	1000		1933	昭和

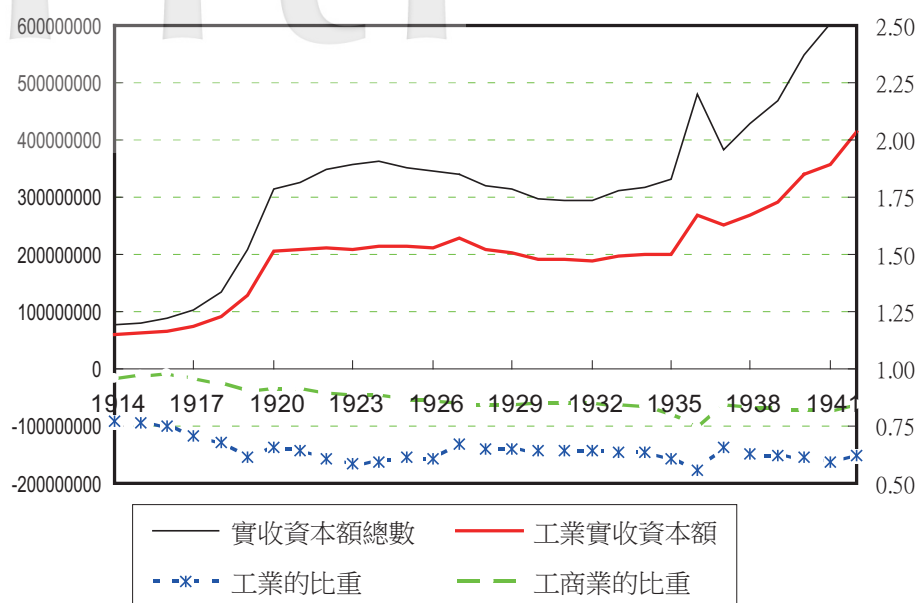
資料來源：綜合自涂照彥（1992，頁 282，表 139）、周憲文（1980，頁 554-5）、臺灣糖業統計各期新式製糖會社沿革及網頁搜尋資料（主要是 1911 年以後成立會社的計畫產能，包括臺中製糖、怡記製糖、南日本製糖、宜蘭製糖所、恆春製糖、新竹製糖等）。



圖(4.2) 超過極大產值的產出邊際產量是負值



圖(4.3) 製糖廠（業）的閑置產能



圖(4.4) 工業會社實收資本

資料來源：臺灣省行政長官公署編(1946)表 304

三、製糖業產出的影響因素

製糖業本身特質可能也是造成臺灣製造業資本投入邊際產量為非正值
的另一主因。首先，從前文分析可知，臺灣常有的颱風或過多的雨量等天
災，確會影響製糖業的產出，因而致使臺灣製造業產業成長的銳減影響，
因而成為臺灣製造業資本投入邊際產量為非正值的肇因。

製糖業本身另一項特質可能是造成臺灣製造業資本投入邊際產量為非
正值的主因，因為許松根與廖國峰(2000)發現，臺灣製糖業在 1914 至 1937
年間的成長，主要是受到甘蔗生產力的影響^(註 30)，而甘蔗生產力主要又是
受到甘蔗品種及秋植法的影響^(註 31)。就甘蔗品種而言，日治時間先後引
進推廣玫瑰竹蔗種^(註 32)、爪哇細莖種及爪哇大莖種等。這些甘蔗品種中又
以細莖 POJ 161 種及大莖 POJ 2725 種影響最大。依據盧守耕(1959)的描述可
知，臺灣甘蔗生產力在 1917 年位居前無的高峰時，事實上因原來推廣的玫
瑰竹蔗種對病害及風害的抵抗力極弱^(註 33)，正在開始推廣爪哇細莖 POJ 161
種（參見圖 (4.6)）。換言之，甘蔗生產力在 1917 年以後的下降現象，可能

是正處於甘蔗品種替換期間；臺灣砂糖也由於甘蔗生產力在這段期間有上述變化，因而也呈現類似型態的成長變遷（見圖(4.5)與圖(4.6)）。新品種爪哇細莖POJ 161種的推廣工作推展頗為迅速，其種植面積占全蔗園面積在1924-5年間，高達86.3%；而甘蔗生產力砂糖產量在1921年開始逐年增加，而砂糖產量到了1924年開始超過過去的高峰，即1917年的產量。不過，上述臺灣糖業甘蔗生產力與砂糖產量的變化應是受到秋植法普及的影響，而理由有二：首先，POJ 161細莖品種在1917年就受黃條病害甚烈，臺灣因而在1920年選擇推廣爪哇大莖種中的POJ 2725（註³⁴）（詳見盧守耕，1959，頁4）故新甘蔗品種應該不是上述砂糖產量自1921年谷底反彈的肇因；及第二個理由是臺灣甘蔗本為春植，但1911年風災後，無奈而不小心地試行九月種植，結果發現秋植者之收量遠較春植者為佳，但秋植面積到1921年才開始從1920年的4.74%大幅增加到20.45%，而臺灣糖業的甘蔗生產力與砂糖產量正是從1921年就開始逐年增加（見圖(4.6)）。

綜合上述可得，造成製造業資本投入之邊際產量為負值的部分原因是製糖業本身特質，因該產業的生產表現是由甘蔗的產量及品質這二個因素所主宰，而後二者主要是受到一些非人為因素的影響，包括不是人為因素可掌控的天災、蔗苗品種的變劣、無奈情況下發現的秋植法等。這些非人為因素經常造成甘蔗產量不如預期，製糖業因而發生機器設備過多的處境，產生閑置的產能，如圖(4.3)中的 $(K_0 - K_1)$ 或 $(K_1 - K_2)$ 所示，致使其資本投入因而處於邊際產量為負值的階段。

表(4.2) 糖業與電力會社實收資本（一九三七～一九四四年）

	工業會社	糖業會社		電力會社		糖業及電力合計占工業會社資本百分比
	金額	金額	百分比	金額	百分比	
1938	269,980	208,478	77	49,503	18	95
1939	291,224	221,664	76	60,506	21	97
1940	339,690	220,788	65	68,371	20	85
1941	356,697	220,788	62	86,846	24	86
1942	414,235	217,788	53	101,084	24	77
1944	653,779	238,875	37	119,250	18	55

資料來源：張宗漢（1980，頁209~210）。

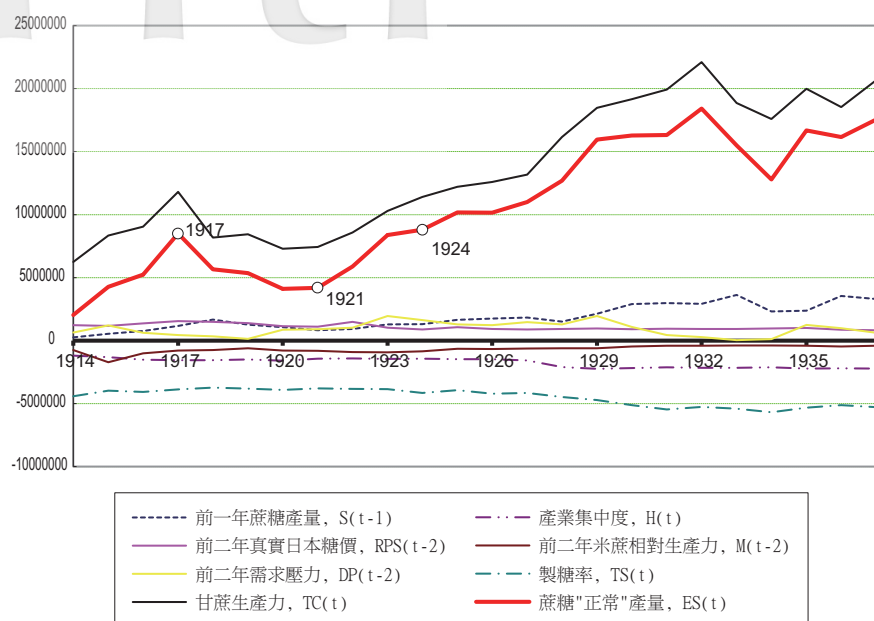


圖 (4.5) 蔗糖"正常"產量的分解

資料來源：許松根與廖國峰(2000)

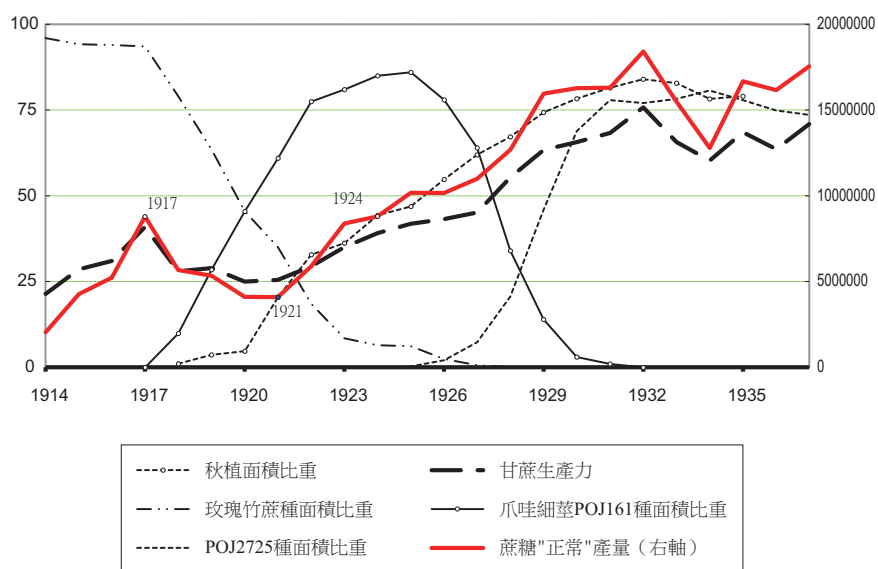


圖 (4.6) 蔗糖"正常"產量、甘蔗生產力、品種及秋植

資料來源：許松根與廖國峰(2000)

伍、南進國策與臺灣的製造業

日本的南進國策是 1936 年 8 月正式決定的。在此一國策下，臺灣變成配合日本南進的一個基地，但與工業有關的政策是 1938 年開始，因它事實上是日本在 1938 年 6 月日本閣議制定的生產力擴充與物質動員計劃的一部分。

臺灣 1938 年 6 月的動員計劃的主要內容有二項，一是增加新興及部分已有工業的擴充，而另一是針對製糖業的特別措施。該動員計劃要求糖業除製糖外，要兼重副產品糖蜜來製酒精及利用蔗渣來製紙。製糖業在 1939 年的生產總值是該產業在整個日治期間的最高峰（見表(5.1)或圖(5.1)）。再者，在 1938 年的動員計劃要求下，發電度數、酒精、水泥等要增加新興及已有要擴充工業的生產總值皆逐年增加（註 35），但糖業的產值逐年減少，致使食料品業的生產總值亦如此（參見圖(5.2)）（註 36）。

前文迴歸分析發現（註 37），臺灣製造業的產業成長率在 1938 年以後，平均較 1937 年以前減少 4.67%（註 38）。這是因為 1938 年的生產力擴充計劃與物質動員計劃要求製造業減產，其成長因而被抑制或天災所造成的（參見圖(5.2)），而理由如下述。

首先，本文認為，檢視 1938 年動員計劃的影響，不應包括 1940 及 1941 年，因這二年皆有颱風擊臺，致使三個產業的國內生產毛額同時的銳減（參見圖(5.2)）。其次，就檢視第一次動員計劃對製造業的影響不應包括 1939 年，因主宰製造業的是製糖業，而扮演其最主要投入的甘蔗，在秋植法下，需要一年的種植時間才能收成來製糖，故 1939 年的產出不應是依循 1938 年的動員計劃，而是業者在計劃實施前一年已決定的。

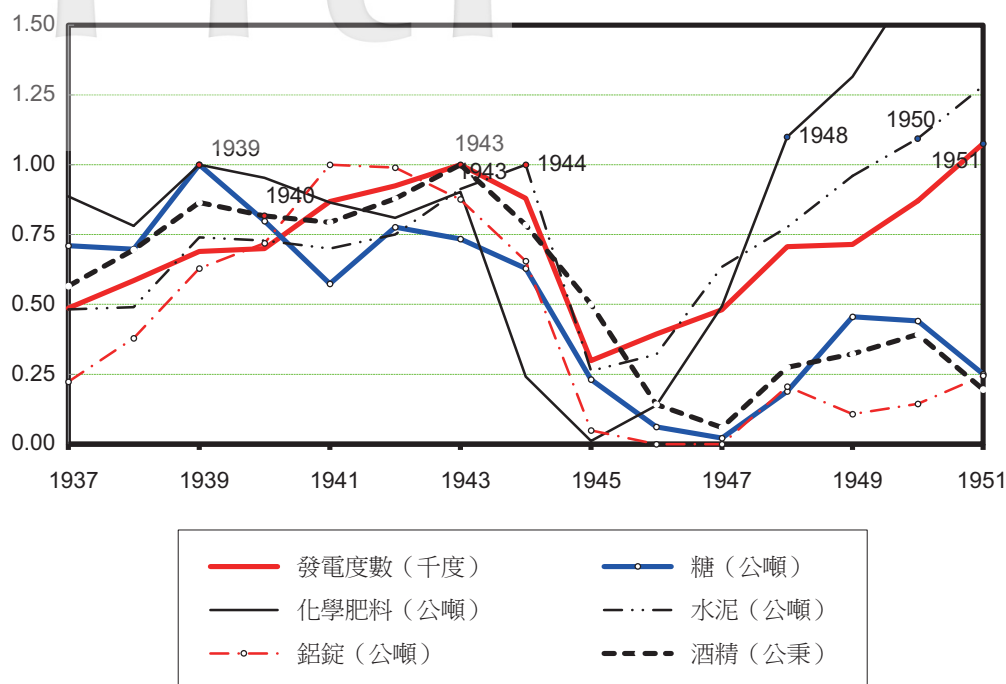
其次，本文認為，1938 年的動員計劃對一級產業與服務業這二個產業有促進業成長的績效，因從圖(5.2)可見，這二個產業的國內生產毛額在 1939 年呈現與過去有明顯差異的成長，而其後的國內生產毛額在 1942 及 43 年維持與 1939 年相同的水平，應是總督府尚能完成該動員計劃所規定的政策內容。不過，就製造業而言，從圖(5.3)可見，臺灣砂糖皆呈現減產的趨勢，應是依循 1938 年的動員計劃的減產要求所造成，而正是此因，砂糖確有減產的事實，致使製造業的成長，不但被抑制，而且呈現負的成長趨勢，如圖(5.2)所示。

表(5.1) 1937至1951年主要新興工業的產值

	發電度數 (千度)	糖 (公噸)	化學肥料 (公噸)	水泥 (公噸)	鋁錠 (公噸)	酒精 (公秉)
1937	579,385	1,007,352	30,897	146,283	2,718	40,366
1938	695,558	990,160	27,220	148,759	4,619	49,558
1939	819,534	1,418,731	34,858	224,425	7,669	61,641
1940	832,550	1,132,768	33,205	221,213	8,781	58,259
1941	1,032,545	814,630	30,129	212,473	12,204	56,609
1942	1,099,414	1,101,752	28,240	227,792	12,079	62,634
1943	1,189,097	1,041,450	31,466	276,989	10,684	71,293
1944	1,046,548	892,290	8,403	303,438	7,990	55,953
1945	354,926	327,200	400	79,620	592	35,650
1946	468,350	87,692	4,843	97,269		10,110
1947	571,392	31,310	17,208	192,600		4,194
1948	840,473	268,111	38,330	235,551	2,509	19,624
1949	850,297	646,825	45,840	291,170	1,312	23,024
1950	1,035,270	626,298	58,692	331,976	1,761	28,038
1951	1,278,736	356,165	110,380	389,033	2,984	13,915
各年產值相對最高產值的比例						
	發電度數	糖	化學肥料	水泥	鋁錠	酒精
1937	0.487	0.710	0.886	0.482	0.223	0.566
1938	0.585	0.698	0.781	0.490	0.378	0.695
1939	0.689	1.	1.	0.740	0.628	0.865
1940	0.700	0.798	0.953	0.729	0.720	0.817
1941	0.868	0.574	0.864	0.700	1.000	0.794
1942	0.925	0.777	0.810	0.751	0.990	0.879
1943	1.	0.734	0.903	0.913	0.875	1.
1944	0.880	0.629	0.241	1.	0.655	0.785
1945	0.298	0.231	0.011	0.262	0.049	0.500
1946	0.394	0.062	0.139	0.321	0.000	0.142
1947	0.481	0.022	0.494	0.635	0.000	0.059
1948	0.707	0.189	1.100	0.776	0.206	0.275
1949	0.715	0.456	1.315	0.960	0.108	0.323
1950	0.871	0.441	1.684	1.094	0.144	0.393
1951	1.075	0.251	3.167	1.282	0.245	0.195

說明：(1)上表資料來源直接取自開昌國(1952)，而單位如上表中所示。

(2)下表數值係以各產業產值最大的年數值除該產業各年產值計之，故下表中產值最大年份的數值皆等於壹。



圖(5.1) 1937 至 1951 年間臺灣主要工業的相對產值

說明：圖中資料來源取自表(5.1)下表，故圖中年份是各產業產值最大年份，其數值皆等於壹。

臺灣總督府為了因應新局面，在 1941 年 10 月舉辦「臨時臺灣經濟審議會」（註 39）完成臺灣的第二次生產力擴充計劃與物質動員計劃（註 40）。此次動員計劃決定的工業政策有二大內容：一是糖業政策之變更，另一是工業自給自足（註 41）。具體言之，自給自足考量的出發點是“基於國防理由，使臺灣工業達到自身供應，減少對日本的依賴性，以備戰事一旦發生，交通困難臺灣工業不至陷於癱瘓。”（張宗漢，1980，頁 123）。而糖業政策之變更有二：(1)由過去單純的食料品工業，變為甘蔗化學工業，及(2)原來生產的蔗糖減產。原產蔗糖減產的原因主要是為了糧食需增產，及新佔據南洋糖業的生產條件優於臺灣，因而“政府指定各製糖會社經營南洋各地及海南島糖業，由各廠分別區域，派遣技術人員及運送一部份機械設備前往”（張宗漢，1980，頁 131）。

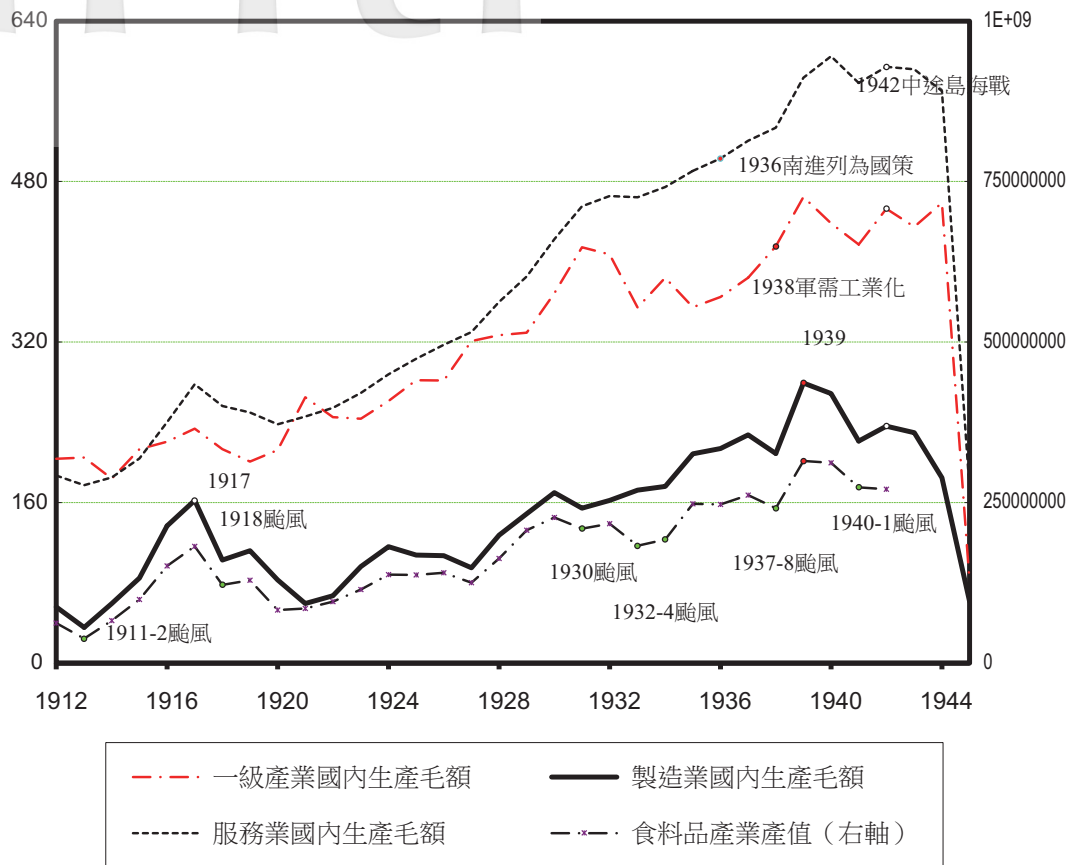


圖 (5.2) 臺灣三級產業的國內生產毛額及食料品產業產值

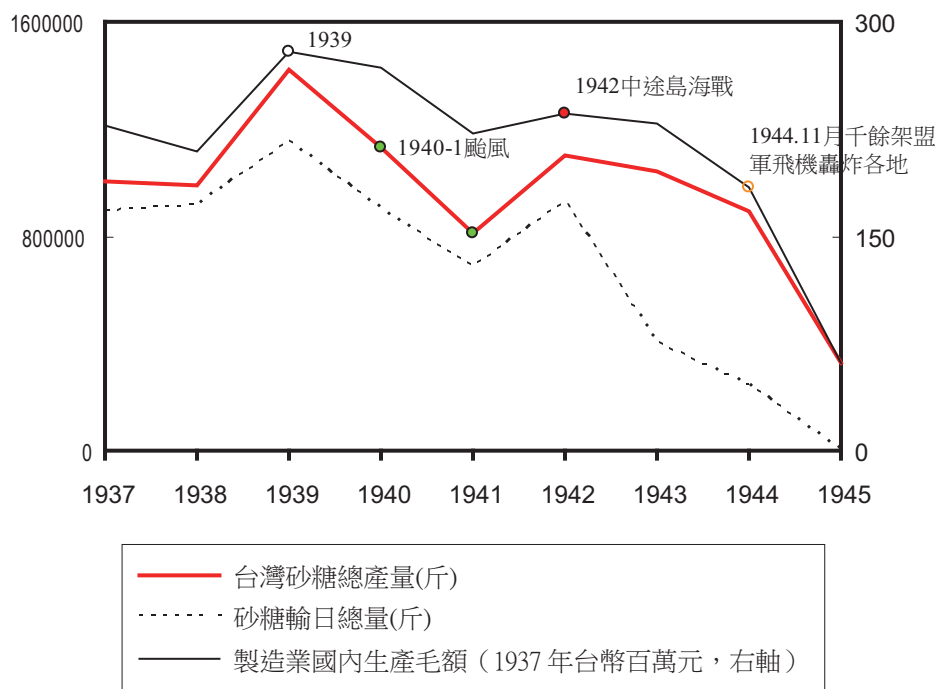
資料來源：(1)圖中幣值皆以 1937 年為基期。

- (2)農林魚牧礦業等國內生產毛額是吳聰敏(1991)的一級產業國內生產與本文推估的礦業國內生產毛額，二者的總加值。
- (3)製造業的國內生產毛額取自許松根(2013)。
- (4)服務業的國內生產毛額是吳聰敏(1991)附錄表(A)中三級產業的國內生產毛額，加上吳聰敏(1991)附錄表(B)中營造業的國內生產毛額及水電煤氣業的國內生產毛額。
- (5)食料品工業產值當期值取自周憲文(1980，頁 537-38)，而換算為以 1937 年為基期的物價指數採用吳聰敏(1991)所編的礦業與製造業的國內生產毛額平減指數。

第二次動員計劃完成後不久，就發生珍珠港事件（1941 年 12 月 7 日），這是熟知戰史者皆知。事實上，1941 年 12 月 7 日的臺灣，也類似奇襲洋珍珠港的航艦，是日本軍機奇襲菲律賓的基地，開啟美日間的另一場戰爭，即菲律賓戰役；這場戰役是日本為了執行南進國策而為之。但經過半年，

日本在中途島海戰戰敗（1942年6月），致使太平洋的海上霸主易手，臺灣就因而由南進基地變成守勢的基地。到了1943年2月1日日軍自瓜達卡那爾島撤守，日本正式邁入「戰略守勢期」。其後，”因戰事緊迫，海運愈益困難，英美潛艇至臺灣近海活動，即臺日船運亦遭受破壞甚烈，本時期內前述自給以至自足之工業政策，祇有更進一步強迫推行。”（張宗漢，1980，頁13）。不過，臺灣經濟受到太平洋戰爭影響比較嚴重應該是1944年以後。

從圖(5.2)可見，臺灣三級產業在1943年的國內生產毛額與1942年比較，雖下降，但降幅不是很明顯，而砂糖產量亦然（參見圖(5.3)）。換言之，日軍在太平洋節節敗戰，對臺灣經濟影響並不大。不過，1944及45年就不同了，因臺灣也受到美國軍機轟炸（見表(5.2)），致使臺灣三級產業的國內生產毛額及砂糖產量皆銳減。



圖(5.3) 南進國策期間的砂糖總產量、輸日總量及製造業的國內生產毛額

說明：(1)臺灣砂糖總產量與輸日總量取自臺灣糖業統計，第29號
(2)製造業的國內生產毛額取自許松根(2013)。

綜合上述（包括前文分析結果），本節有下述的發現：

(1)就 1938 至 1941 年間而言，從表(3.1)可知，臺灣製造業的產業成長率估計值（不含虛擬變數）一欄顯示，僅 1938 至 1941 年平均值就已經是-0.03。造成製造業產業負成長的主因是因為 1940 及 41 年的颱風及 1938 年的動員計劃，製糖業因而發生閑置的產能，如圖(4.3)中的 (K_0-K_1) 或 (K_1-K_1) ，致使其資本投入的邊際產量為負值，故資本投入平均貢獻值為-0.082，如表(3.1)所示。

(2)就 1942 至 1945 年間而言，臺灣製造業在 1942 至 1945 年的產業成長率是負的 20.59%，而包括 1942 至 1945 年的 1938 至 1945 年的產業成長率是-9.87%。在這段期間，製糖業的閑置產能應比 1938 至 1941 年間更嚴重，因從圖(5.1)可見，製糖業從 1942 年（含）以降，為了配合第二次動員計劃，及其後受到太平洋戰爭的波及，其砂糖產量不但從來沒有超越 1939 年，也低於 1940 年的水準，且差距逐年擴大，各年產值相對 1939 年最高產值的比例，從 1942 年的 77.7%，1943 年的 73.4%；到 1945 年最低，只有 1939 年產值的 23.1%（詳見表(5.1)）。換言之，資本投入對製造業產業成長的負貢獻值在 1942 至 1945 年間應比 1938 至 1941 年間更嚴重。

(3)總而言之，本文發現，日治臺灣製造業的國內生產毛額在南進國策下，就 1938 至 1945 年間整體而言，是負成長(參見圖(5.3))…即從 1911 至 1936 年間平均成長率原為 8.11%，降為負的 9.78%。就整體而言，早期製造業是負成長的主因是因天災與 1938 年動員計劃的要求下，糖業產值逐年減少；其後在第二次動員計劃要求下，為了糧食需增產，製糖業也因而減產；到了太平洋戰爭末期，臺灣受到美國軍機轟炸（參見表(5.2)），致使臺灣三級產業的國內生產毛額及砂糖產量皆銳減，而這正是日本南進國策所造成的果。

表(5.2) 美國軍機轟炸台灣事記

年	月日	事記
1943	11.25	美國軍機轟炸新竹機場。(2)
1944	01.11	美國軍機炸高雄、鹽水。
	08.22	臺灣進入戰爭狀態。
	10.12	千餘架盟軍飛機轟炸各地。
	10.14	美、日機在臺灣東海岸上空交戰。
	10.23	日機撞毀臺灣神社。(報導)
	11.15	美、日兩軍在臺灣近海發生海空大戰，戰爭持續至 17 日。
1945	01.09	盟機炸各地，轟炸行動持續至 17 日。
	01.15	美軍空襲各地機場及交通設施，臺中、彰化、高雄受創較鉅。
	01.17	美機空襲各地，新竹州被炸尤烈。
	01.21	盟軍航空母艦載機 450 架空襲臺灣，各地機場受損
	02.14	盟機炸各地，轟炸行動持續至 19 日。
	03.09	日月潭發電廠被炸毀。
	03.16	盟機炸臺北市。
	04.03	盟機炸嘉義、花蓮港。
	04.07	盟機轟炸臺南、嘉義、彰化。
	04.11	盟機炸高雄、臺南、新竹。
	04.12	盟艦載機約 80 架，空襲北部地區，機場、工廠、火車站被炸毀，空襲時間達數小時之久。
	05.17	花蓮、高雄各地工場被炸。
	05.31	盟機大舉轟炸臺北市區，總督府中彈略有損壞，市區多處火災，死傷多人。
	06.22	盟軍轟炸臺灣，偵察機飛臨東海岸。(→1945-07)
	07.	盟機疲勞轟炸各地。
	08.15	日本天皇裕仁下詔廣播，無條件投降。(報導)

說明：(1)資料來源：本文整理自錦繡出版社(1990)

(2)此次空襲是陳納德所領導的美國陸軍駐華第十四航空隊對台灣發動了珍珠港事變以來，盟軍對台灣的首次空襲（詳見「第十四航空隊空襲台灣新竹戰史研究」<http://www.mdc.idv.tw/pwm/gen38.htm>）。

陸、試論日治臺灣工業政策的績效

本節針對日治臺灣工業政策績效的評估工作，將分為二小節，主要是因為論斷政策績效的依據不同。第一小節的論斷依據是前文第貳、參及肆

節的研究結果，分析涵蓋期間因而是 1915 至 1941 年間，並不包括前文第五節所分析的年份，即不包括日本在中途島海戰戰敗（1942 年 6 月）至日本無條件投降（1945 年 8 月）的年份。本節第二部分將先彙整相關資料俾便瞭解日治臺灣工廠受美軍轟炸的損失狀況，然後嘗試估算上述損失對臺灣製造業的影響程度，藉以評估臺灣總督府為了配合南進國策所採用軍需工業化政策的績效；而採用這種政策績效評估方法的理由是因為日本採用南進國策及因而衍生的太平洋戰爭是因，而盟軍來臺轟炸致使臺灣工業受損是果。

一、直接應用前文第貳、參及肆節研究結果的政策績效評估

就應用前文的研究結果的政策績效評估而言，本小節將分為二部份，分別評估日本財團來臺投資與滿足日本國內糖需求的績效，因二者一直是台灣總督府在配合日本南進國策的軍需工業化以前，最主要的二項政策目的。

（一）日本財團來臺投資的績效評估

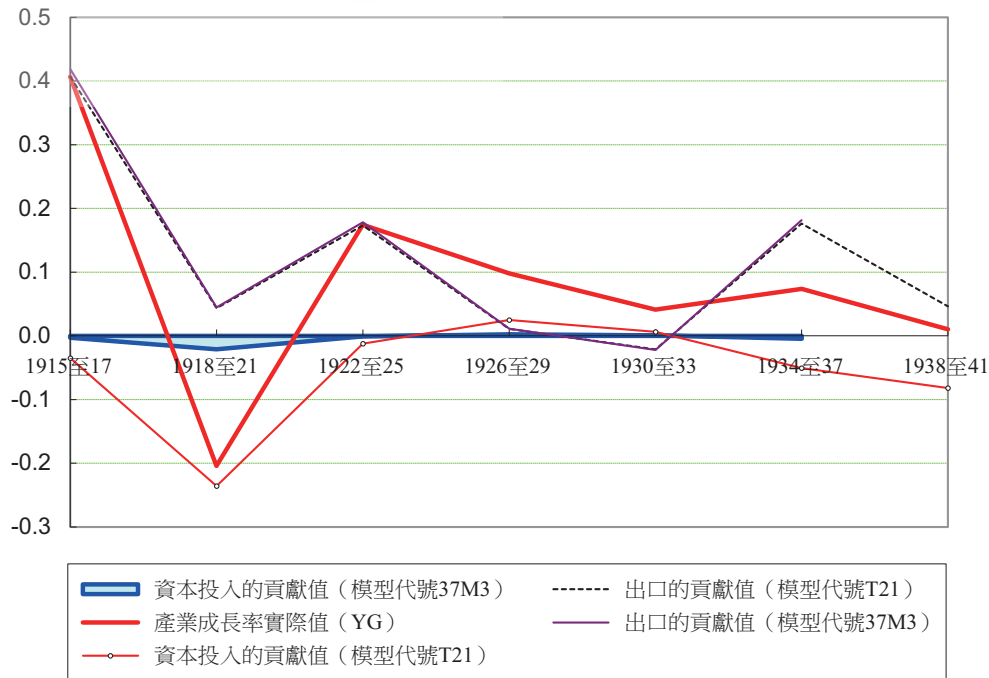
鼓勵日本財團來臺投資是 1902 年開始的振興糖業政策的三大政策目的之一。其次，日月潭第一發電所（今大觀電廠）完成時，在總督府的協助下，採用特別優惠的電價及參與投資的手法也成功地吸引日本財團來台設立鋁業、合成鐵、電化工業（肥料）等工廠。換言之，鼓勵日本財團來臺投資一直是台灣總督府在配合日本南進國策的軍需工業化以前，釐定工業政策時優先考量的政策目的（註 42）。

就整體而言，台灣總督府確有達成鼓勵日本財團來臺投資政策目的的實績，而主因是來臺投資的日本財團確獲暴利（註 43）。不過，從表(3.1)明顯可見，就整個 1915 至 1941 年而言，日治台灣製造業產業成長的平均值是 7.39%，但資本投入對日治台灣製造業產業成長的平均貢獻值是負值。換言之，日本資本不論是因振興糖業政策而來臺、或因日月潭發電所完成而來臺的新興電力重化工業、或因為了配合南進國策而來臺的軍需工業，整體而言，對日治台灣製造業的產業成長不但沒有助益，反而有減緩成長的負面效果。再者，從表(3.1)亦明顯可見，因振興糖業政策與日月潭發電所完成而來臺的日本資本對 1915 至 1937 年間的台灣製造業的產業成長，也是只有減緩成長的負面效果；因依模型代號 T21 或模型代號 37M3 所計算 1915 至

1937 年間的資本投入對台灣製造業產業成長的平均貢獻值是負值；前者是-0.05116，而後者是-0.00457。此外，就配合南進國策期間（即 1938 至 1941 年間）而言，結果亦同，即來臺的日本資本對台灣製造業的產業成長，也是只有減緩成長的負面效果。綜合上述可知，來臺的日本資本對日治台灣製造業並沒有促進產業成長的績效，因此對日治台灣的經濟成長也沒有促進的績效。

資本投入當然在某段歲月有促進台灣製造業產業成長的績效，但也僅限 1928 至 1932 年間，因由圖(2.5)或圖(6.1)可見，資本投入對台灣製造業產業成長的貢獻值只有 1928 至 1932 年間是連續的正值。這段年間之前，台灣製造業的國內生產毛額因 POJ 161 細莖品種在 1917 年就受黃條病害甚烈而開始銳減；其後，在 1920 年選擇推廣爪哇大莖種中的 POJ 2725，且秋植面積到 1921 年才開始大幅增加，致使臺灣糖業的甘蔗生產力與砂糖產量正是從 1921 年就開始逐年增加（參見圖(4.6)）；台灣製造業的國內生產毛額因而也開始逐年增加，在 1924 年超越 1917 年，直到 1932 年（參見圖(5.2)，或詳見許松根與廖國峰(2000)）。

也許來臺日本資本沒有促進台灣製造業產業成長的績效是比較恰當的論斷，而理由如下述。首先，從表(3.1)可見，不論所依據模型或計算涵蓋期間的不同所推估的資本投入對日治台灣製造業產業成長的平均貢獻值，雖皆負值，但數值的絕對值皆頗微小，特別是與製造業產業成長率對比下，其數值的微小近可忽視的程度。換言之，比較恰當的論斷是來臺日本資本對台灣製造業，尚無顯著反產業成長的負面效果。其次，從圖(6.1)可見，資本投入對日治台灣製造業產業成長的平均貢獻值的負值數值較大的期間有二，即 1918 至 1932 年及 1938 至 1942 年，但這二段年間皆另有非經營層面的重要事件，例如 1918 至 1932 年發生前述的 POJ 161 細莖品種受黃條病害，而 1938 至 1942 年是台灣製糖業產業成長因配合南進工業化而減緩。換言之，比較恰當的論斷是來臺日本資本對台灣製造業，沒有顯著反產業成長的負面效果，因為 1918 至 1932 年及 1938 至 1942 年二段期間另有非經營層面的重要事件的發生，且前述二段期間以外的資本投入對日治台灣製造業產業成長的貢獻值皆頗微小。



圖(6.1) 日治台灣製造業的產業成長率及資本投入與出口對該產業成長的三年平均貢獻值

資料來源：本文計算。

(二) 滿足日本國內糖需求的績效評估

1902 年開始的振興糖業政策的三大政策目的之一是滿足日本國內對糖的需求。矢內原忠雄教授認為，臺灣總督府振興糖業政策確實有滿足日本國內對糖需求的業績，但論斷依據只有少數某些年的數據。事實上，如果採用比較完整時間數列加以比對，臺灣產糖額滿足日本消費量的年份並不多，因從圖二可見，臺灣砂糖總產量在 1911 年幾乎等於日本糖的消費量，其後二年砂糖產量銳減，然後開始增產至 1916 年等於日本糖的消費量，1917 年且超越日本糖的消費量；但其後，臺灣砂糖產量明顯地不足於滿足日本消費量，直到 1929 年，而其後又有數年的砂糖產量皆低於日本消費量。簡言之，臺灣糖產量經常不能滿足日本消費量，並沒有完成滿足日本國內糖需求的政策目的。

二、美軍轟炸後的臺灣糖廠及日月潭電所

經歷臺灣總督府不同工業政策階段所建的工廠在二次世界末期大多因受到美機轟炸而有所損失，而這些轟炸正是臺灣總督府配合南進國策所造成的果。本小節將嘗試估算上述美軍轟炸所造成工廠的損失對臺灣製造業的影響程度，藉以評估臺灣總督府為了配合南進國策所採用軍需工業化政策的績效；而探討的對象主要包括糖廠及日月潭二個發電所，因它們可說是日治臺灣第一個階段地盡其利工業政策結果的全部（註44）。

（一）糖廠

就因應振興糖業政策而生的糖廠而言，這些工廠經盟機數次轟炸後，無損的只有八廠，而損失嚴重者有六廠（見表(6.1)）（註45）。若依據中國工程師學會(1958)有關行文及統計，則1945至6年可以開工糖廠的每日搾蔗能力只有原先糖廠的26.59%（見表(6.1)）；不過，實際生產更差，因為若以產量最大的1939年為基準，臺灣1946及1947年糖的實際產量只有1939年產量的6.2%及2.2%，而1947年也只有1939年產量的18.9%（詳見表(5.1)）。

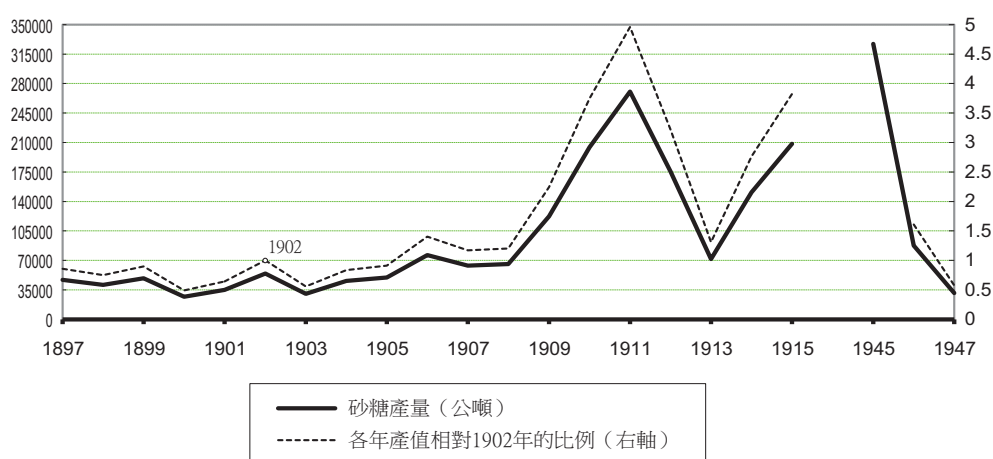
表(6.1) 糖廠遭盟機轟炸的損害情況

	每日搾蔗能力（噸）	大破	中破	小破	無損
日糖興業株式會社 （廠數=15）	22450	1	5	4	5
台灣製糖株式會社 （廠數=12）	15950	2	6	3	1
明治製糖株式會社 （廠數=8）	16400	2	2	2	2
鹽水港製糖株式會社 （廠數=7）	10200	1	6	0	0
產能加總	119800	15800	24000	11400	68600
戰爭被害產能比重		0.1319	0.2003	0.0952	0.5726
廠數加總	42	6	19	9	8
戰爭被害廠數比重		0.1429	0.4524	0.2143	0.1905

說明：本文依據中國工程師學會(1958)有關行文及統計編制

也許比較有趣的比較是二次世界大戰結束後與未實施振興糖業政策的年限（既 1902 年以前的年限）的比較。就未實施振興糖業政策的年限而言，產量最大的是 1902 年。若以 1902 年為基準，臺灣糖的 1947 年實際產量只有 1902 年產量的 57.42%（參見圖(6.2)），而 1946 年的實際產量也只有 1902 年產量的 1.6 倍，遠低於 1910 及 1911 年的產量，只有 1911 年的 32.43% 或 1911 年的 42.93%。這些糖產量的比對顯示，經過二次大戰後的臺灣糖業已回歸到 1902 年以前的產業發展的水準或境界。換言之，日治臺灣配合南進國策的結果之一是糖業在二戰後的實際產量因遭盟機轟炸而回歸到 1902 年以前的水準。

綜合上述，本文認為，日治臺灣振興糖業政策的業績因配合南進國策而前功盡失或至多只剩略高於四分之一，因為糖廠遭盟機轟炸後，糖的產能只有原先的 26.59%，而糖的實際產量回歸到 1902 年未實施振興糖業政策以前的水準。



圖(6.2) 台灣早年與二次世界結束後初期的糖產量

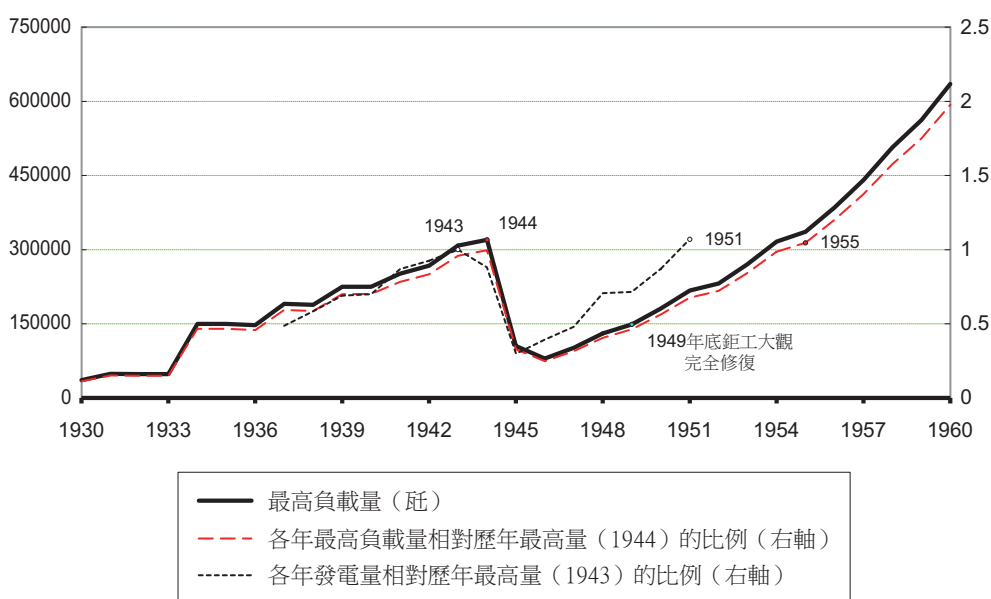
資料來源：1987 至 1915 年糖產量取自臺灣銀(1949)及 1945 年至 1947 年糖產量取自開昌國(1952)

(二) 日月潭的水力電源

日月潭第一發電所在 1934 年完成時，台灣發電力大增三倍以上，最高負載量從 48000 瓩大增至 149728 瓩（見圖(6.3)）（註 46）。為了消耗此龐大的新增電力（註 47），台電株式會社在總督府的協助下，採用特別優惠的電價及參與投資的手法來誘引電力重化工廠的設置。其後，電力會社利用大觀發

電所放出之水，建日月潭第二發電所（今鉅工發電所）及在大甲溪計劃開發 45 萬的水力發電；並設北部火力發電所及在東部台灣開發了不少的水力電源。台灣發電最高負載量因而如圖(6.3)所示，逐年快速增加，直到 1944 年。

美國 B26 是在 1945 年 3 月 13 日及 23 日先後飛至大觀及鉅工兩所發電廠（註 48），猛烈轟炸屋外變電設備、大觀通鉅工輔助水道等，致使這兩所發電所無法供電，可用系統總電源由 145000 瓩降至 4000 瓩（註 49）。其後經緊急修復，大觀發電廠的發電量在 1946 年是 65000 瓩；接著，1946 年新成立的台電公司繼續利用舊有設備進行整修；其後又因 1947 年起中小工業蓬勃興起，工業用電大增，台電決定優先完成大觀及鉅工兩所發電廠的修復，並用營業收入支付大部分修復工程所需資金，到 1949 年年底方完全修復大觀及鉅工兩所發電廠（註 50）。鑑此，本文認為，日治臺灣日月潭水力電源開發政策的績效因配合南進國策而可說是前功盡失，因為兩所發電廠遭盟機轟炸致使其發電產能只剩原先的 2.758%，其後是經過國民政府所成立台電公司經過四年的修復，方恢復原來的總電源。



圖(6.3) 台灣發電的最高負載量與發電量

說明：就最高負載量而言，1945 年（含）以前的取自台灣省行政長官公署(1946)，而 1946 年以後的數值取皆自台灣省政府主計處(1971)。發電量比例的原始數值取開昌國(1952)。

表(6.2) 修復後實際可發電之裝置容量

	裝置容量（瓩）	修復後實際可發電之裝置容量（瓩）	裝置容量修復比重=(2)/(1)	裝置容量修復比重（以 1943 年為基期）
1945	275255	105120	0.3819	0.3412
1946	275255	162320	0.5897	0.5269
1947	275255	213355	0.7751	0.6925
1948	275255	247355	0.8986	0.8029
1949	275655	258775	0.9388	0.8400
1950	275680	262145	0.9509	0.8509
1951	305045	288810	0.9468	0.9375
1943	308075	(=戰前最大裝置容量)		

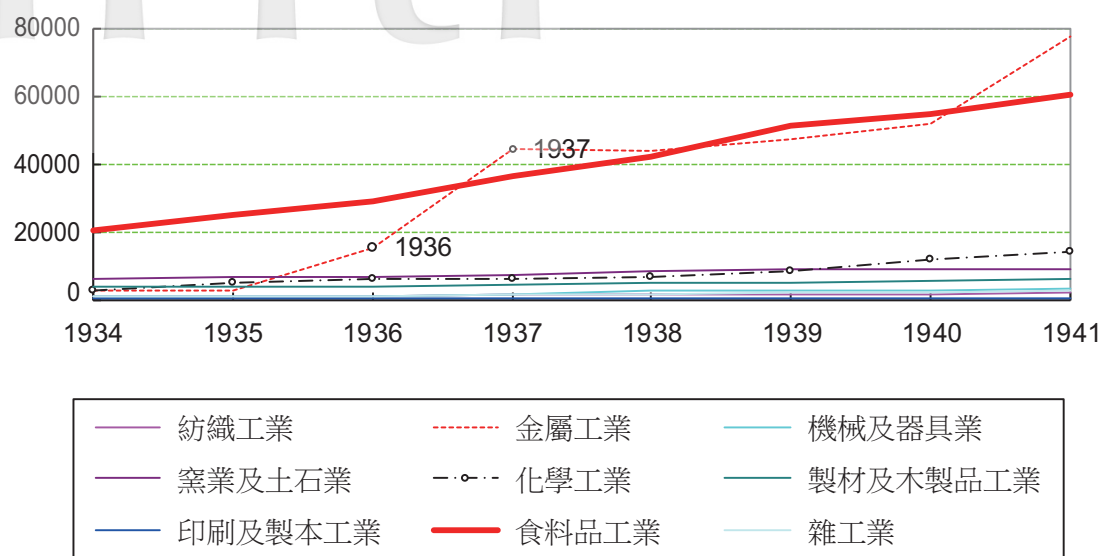
說明：(1)資料來源：王松齡（1965，表 1）

(2)裝置容量修復比重＝修復後實際可發電之裝置容量／裝置容量

(3)裝置容量修復比重（以 1943 年為基期）

＝修復後實際可發電之裝置容量／1943 年裝置容量

理論上，日月潭水力電源因戰爭受損當然會嚴重影響那些以電力為動源的產業。首先，金屬與食料品業應屬受影響嚴重的產業，因從圖(6.4)可見，這二個中分類產業從日月潭水力電源建設完成後的用電量逐年快速成長，且用電量佔總量的比重最大，而其他中分類產業的比重皆相對微小。其次，從圖(5.1)及表(5.1)亦可見，糖與鋁的實際產量在二戰後甚少，而這二項工業產物可說是前述二個中分類產業的全部。但從前文分析可知，糖廠產能也因盟機轟炸而嚴重受損，而日本鋁業株式會社的高雄與花蓮二個廠也因轟炸致使產能大大受損(詳見表(6.3))。再者，從圖(5.1)及表(5.1)亦可見，在二戰後至 1951 年間，糖實際產量從來沒有生產到 1939 年最高產量的一半，而鋁更嚴重，其實際產量從來沒有生產到 1941 年最高產量的四分之一，但日月潭的二個水力發電所已在 1949 年完全修復，恢復原來的電源供給。綜上所述，本文認為，盟機轟炸所造成工廠的損毀才是日治工業在二戰後生產不振的主因，而因戰爭受損的日月潭水力電源，最多只可以說，可能也有影響，但影響程度不大。



圖(6.4) 各種行業用電量：1934-41

資料來源：臺灣省行政長官公署(1946)，表 297

柒、結論

本文旨在確認日治臺灣製造業產業成長的肇因與特色，並進而嘗試評估臺灣總督府所採用工業政策的績效。就前述的確認工作而言，本文鑑於出口是日治臺灣製造業的絕大部份，採用 Feder(1982)的模型為實証研究的基本理論架構，依據計量經濟學確認最適迴歸結果的五個準則，且基於數種考量，經由種種解釋變數的汰選嘗試所確認最適迴歸係數估計值及相關的統計檢定的統計值如表(2.5-1)及表(2.5-2)所示。根據這些迴歸分析結果，本文認為，日治臺灣製造業產業成長之肇因與特色如下述：出口確有促進日治臺灣製造業成長的績效，而且是日治臺灣製造業唯一的成長肇因，因勞動投入不是該產業的成長肇因，而增加資本投入會造成產業產出的減少。此外，日本南進國策確有大幅減緩日治臺灣製造業產業成長的影響，而臺灣常有的颱風或過多的雨量等天災，也常常對該產業成長有顯著的負面影響。

表(6.3) 日月潭水力發電所、台灣製糖業與鋁業：戰前與戰後的對照

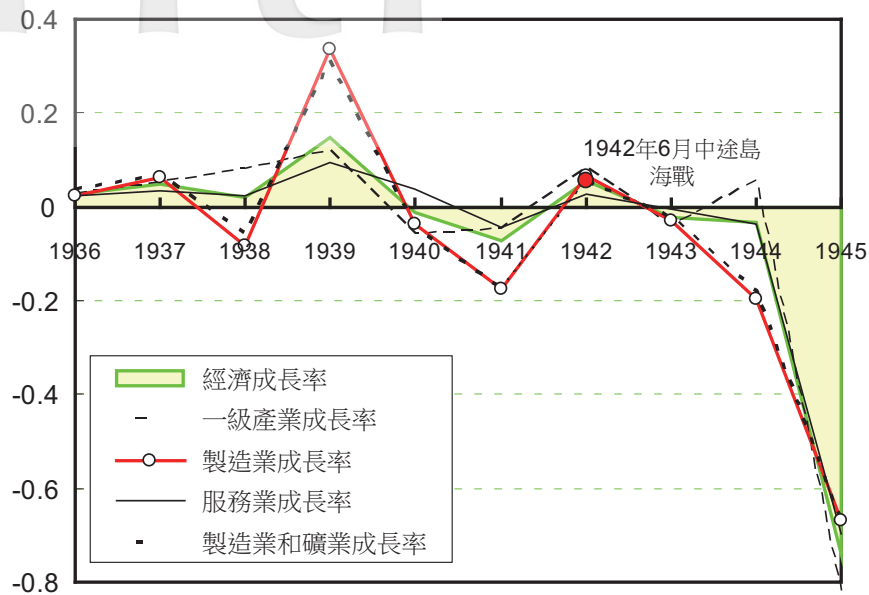
會社或工廠名稱	戰前簡介	戰時及其後
日月潭水力發電所 改為臺電公司大觀 與鉅工電廠	<p>1917 年決定開發日月潭水力電源，1919 年成立台灣電力株式會社，1934 年 11 月日月潭第一發電所（現大觀電廠）全部竣工。</p> <p>1935 年物價昂騰砂糖等其他各種工業品的生產激增；食料品工業的用電度數，比較前年增加 400 萬度。若干新興電化工場自 1935 年開始設立，工業用電度數都有驚人的增加，總數達 2 億 5 千餘萬度，3 倍於其前年。“在 23 年間竟消化了日月潭 10 萬瓩電力，尚感不足。”（朱江淮、盧煙地，1952，頁 88-9）</p> <p>第二發電所（今之鉅工電廠）是在 1934 年 12 月開始興建，1937 年全部竣工。又設北部火力發電所（容量 35000 瓩），以補水力發電的不足。此外，在東部台灣開發了不少的水力電源”。（柳德玉、顏鄭，1952，頁 75）新興電化工業在電廠完成後出現，包括日本鋁業（1935，鋁錠）、台灣電化（1935，硝酸鈣及電石）、台灣化學（1937，硫酸銨化學肥料）、台灣纖維（1935，造紙及人造絲原料）等。（張宗漢，1980，頁 80-1）</p> <p>主要用電產業有二：食料品（砂糖）與金屬（鋁）。（參見本文圖(6.4)）</p>	<p>美國 B26 在 1945 年 3 月 13 日及 23 日先後轟炸大觀及鉅工兩所發電廠，致使這兩所發電所可用系統總電源由 145000 瓩發電量降至 4000 瓩。</p> <p>經緊急修復，大觀發電廠的發電量在 1946 年是 65000 瓩。</p> <p>台電因 1947 年起工業用電大增，決定優先完成大觀及鉅工兩所發電廠的修復，並用營業收入支付大部分修復工程所需資金，到 1949 年年底方完全修復大觀及鉅工兩所發電廠。（中國工程師學會(1958)與王松齡(1965)）</p> <p>1960 年以前，主要用電產業有二：化學（肥料）與金屬（鐵）。</p>
日本鋁業株式會社 改為臺鋁公司	<p>有高雄、花蓮二廠。</p> <p>高雄廠 1936 年部分開工，利用海外資源（荷屬東印度群島之礬石煉製），用電達二萬七千瓩，產量每年最高可達一萬二千噸，相當於日本全國需要量之半數。</p> <p>花蓮廠 1941 年底才局部開工，實際產量僅 9 千噸。</p> <p>鋁錠全部運往日本，故無鋁加工業。（林鍾雄，1965，頁 74）</p>	<p>花蓮廠因 1944 年水力發電廠被大水衝毀而停工；其後又因盟機轟炸，重要設備悉遭破壞，戰後被認定：修復已不可能。（中國工程師學會(1958)）</p> <p>高雄廠的修復工作遲至 1949 年底才完成，但因電力關係，未能全部開工（中國工程師學會（1958，頁 208，211）。</p> <p>1953 年前，因舊有設備尚在修復，產量甚低。1954 年後因經發計劃年產量維持 7 千至 9 千噸間。1963 年後，因設備更新，產能擴大，次年產能超越日治最大產量。（林鍾雄，1965，頁 77）</p>
四大製糖株式會社 改為臺糖公司	<p>1902 年種蔗總面積僅有 1.55 萬公頃，砂糖產量僅有三萬噸，至最盛之 1939 年，砂糖產量是 141.8 萬噸。（中國工程師學會(1958)，頁 5）</p> <p>臺灣糖業因自然條件，砂糖生產成本遠較他國為高，尤非爪哇之敵，故日政府持採關稅保護之。（中國工程師學會(1958)，頁 5）</p> <p>二戰結束時有四大株式會社（臺灣、日糖興業、明治及鹽水港），42 所製糖廠，15 所酒精廠，私有土地 11.3 萬公頃。</p>	<p>經盟機數次轟炸，產能只剩 26.59%，而糖的實際產量回歸到 1902 年以前的水準。</p> <p>1947/48 年期除虎尾第一及恒春二廠外，其餘皆幾全部修復，產糖三萬噸（中國工程師學會（1958，頁 30）</p> <p>糖產量大減，因 F108 蔗種突變及當時國際糖價下跌，蔗農多不願種蔗。（楊彥騏（2001，頁 129）</p> <p>1952 年引進「C310 蔗種」，1956 年占種蔗總面積 91%，才化解臺糖危機。（參見本文圖(7.3)）</p>

資料來源：林鍾雄(1965)，中國工程師學會(1958)，楊彥騏(2001)，王松齡(1965)及柳德玉與顏鄭(1952)。

前述有關資本投入的發現主要是依據表(2.5-1)，即就日治臺灣製造業而言，資本投入確會影響該產業的產業成長，但其邊際產量是非正值。本文認為此項似有違常理的成長特色，可能是事實，而主要理由有二：首先，日治臺灣製糖業確有投資過多的情況--實際投資所累集的總產能比原規劃至少多出十分之一，致使製糖業的生產可能處於資本的邊際產量為負值的階段；而第二個理由是，日治臺灣製糖業因臺灣過多的颱風或雨量等天災、甘蔗品種等因素常造成甘蔗歉收，致使製糖業因而常處於機器設備過多的處境，產生閑置的產能，其資本投入的邊際產量因而可能處於負值的階段。

本文發現，日治臺灣製造業在南進國策下，（即 1938 至 1945 年間整體而言），其國內生產毛額是負成長…從 1911 至 1936 年間平均成長率從原先的 8.11%，降為負的 9.78%，而除了 1942 年，各年產業成長率皆是負值（參見圖(7.1)）。若僅就 1938 至 1941 年間而言，則臺灣製造業的產業成長率平均值是 -0.0306—也是負成長的情況，而造成製造業 1940 及 41 年產業負成長的主因有二：一是這二年皆影響顯著的颱風，而另一是 1938 年開始執行的第一次動員計劃，（在此計劃的要求下，糖業被要求或被迫減產）。最後，臺灣製造業在 1942 至 1945 年的產業成長衰退的最嚴重，成長率是長的 20.59%，而主要肇因依然有二，一是美軍在太平洋戰爭末期對臺灣的嚴重轟炸，而另一是第二次動員計劃，（此計劃為了糧食增產，造成糖業顯著的減產）。

本文針對臺灣總督府工業政策績效評估的發現如下述：首先，本文認為臺灣總督府透過種種優惠措施，相當成功地達成吸引日本資本來臺的政策目標，但這些來臺的日本資本並沒有促進台灣製造業產業成長的績效，因為資本的邊際產量是非正值。其次，就滿足日本國內對糖需求的政策目標而言，臺灣總督府並沒有完成任務，因實際統計數值充分顯示，臺灣糖的實際出口量只有少數年份滿足日本國內對糖的需求（參見圖二）。最後，臺灣總督府配合日本南進國策所推展的工業一再要求糖業減產，致使製造業產業成長明顯減緩，而更嚴重的是南進國策所帶來是二戰末的美機猛烈轟炸，致使臺灣總督府在第一階段以地盡其利為發展原則所完成有關製糖廠與日月潭發電廠的業績因而前功盡失，因美機轟炸不但致使日月潭的兩所發電廠的發電產能只剩原先的 2.758%，而且致使糖的實際產量回歸到 1902 年末實施振興糖業政策以前的水準。



圖(7.1) 臺灣各產業在南進國策下的產業成長率

資料來源：本文計算

針對臺灣總督府二個階段工業政策績效評估而言，本文是以Feder(1982)模型為基本架構的實証結果來檢測第一階段政策目標之一的吸引日本資本來臺的經濟效益，以實際統計數值來檢測第一階段政策目標之一的滿足日本國內對糖需求政策目標的成效，及利用相關資料的整理與利用二戰末美機猛烈轟炸對日月潭兩所發電廠與糖廠造成產能損失資料的整理來論斷第二階段配合南進國策政策對臺灣工業的影響。這些評估結果，部分也許有助於臺灣總督府工業政策績效的瞭解，但絕對只是局部，而全盤的瞭解當然還需要各種其它層面的研究。例如經過美機猛烈轟炸後，還遺留多少健全的工廠可參與二戰後臺灣的生產行列--這種從個經中的個經層面之研究，也是一種績效的評估方法。再者，從臺灣長期經濟發展的層面來檢視臺灣總督府的貢獻，也許是另一種績效的評估方法；藉此方法也許有助於瞭解，日治工業或政策對二戰後臺灣經濟發展成就的貢獻。當然還有不少待研究的重要課題。

附表一 迴歸研究的基本資料

	製造業國內生產毛額	資本	員工人數	輸出
1914	59.39	59647625	21859	58720430
1915	84.82	61554327	28548	75623174
1916	136.61	65127430	24046	112347948
1917	161.42	73327280	28227	145803733
1918	102.50	91480805	40005	139356261
1919	112.06	128884600	40727	177830577
1920	82.70	205749170	48460	216264580
1921	59.34	209175680	45042	152438500
1922	66.90	210952405	40525	157864975
1923	96.27	209587753	41247	198594802
1924	115.86	214275203	43633	253674176
1925	107.48	214688853	48464	263214651
1926	107.08	211243570	52341	251425070
1927	94.91	227888663	53749	246676284
1928	127.40	209083183	58779	248417285
1929	148.78	202513199	62877	271893266
1930	169.95	190477568	58330	241441304
1931	154.37	190240042	57780	220872866
1932	162.13	188574813	60089	240727988
1933	172.34	198508342	64743	248413329
1934	176.09	200348162	66559	305928680
1935	208.63	200191747	68773	350744673
1936	213.67	268040400	81589	387948978
1937	227.36	251863576	78571	440174995
1938	208.86	269980248	95641	456453837
1939	279.30	291224399	107507	592938199
1940	268.60	339690125	126005	566054448
1941	221.32	356697120	137700	493903536

說明：(1)製造業國內生產毛額（1937 年為基期，臺幣百萬元）取自許松根(2013)

(2)資本取自臺灣省行政長官公署(1946)表 304 工業實收資本

(3)員工人數取自臺灣省行政長官公署(1946)表 264 歷年各業工數總加數

(4)輸出取自臺灣省行政長官公署(1946)表 321

附 註

1. 嚴格論之，臺灣首先出現的現代工業化工廠是日本統治臺灣第二年(1896)所成立的「臺灣總督府製藥所」，置有大小蒸氣發電機四組，但其電力主要是用來生產鴉片；其次出現才是現代化的製糖廠，即高雄橋仔頭糖廠--該廠是由三井財團主導在1900年12月10日成立的「臺灣製糖株式會社」的第一個糖廠，在1902年開始量產砂糖。但完整成套的工業政策是從1902年頒行的「糖業獎勵規則」開始。（詳見許松根，1998）
2. 此項由明石總督決定的計畫一開始就受到日本國會的不認同，其後又一再受到種種事件的影響或波及，直到1934年才完成第一發電所（今大觀電廠），而第二發電所（今鉅工電廠）是1937年竣工（詳見許松根，1998）。
3. 本段主要參考許松根(1998)。讀者亦可參考矢內原忠雄(1929)、史明(1980)、張宗漢(1980)、涂照彥(1992)等。
4. 嚴格論之，臺灣總督府在1941年才針對工業採用自給自足的政策，而其出發點是基於國防考量（詳見張宗漢，1980，頁123）。1942年6月5日中途島海戰致使太平洋上的海上霸主易手後，本時期內前述的自給自足的工業政策，被迫更進一步的推行。（詳見張宗漢，1980，頁138）。
5. 就製糖業而言，最早設立現代糖廠的是臺灣製糖會社（1900年），其成立與臺灣總督府在1902年開始推展的振興糖業政策無關，而是“背負著一項重責大任一擊退外國糖業在臺勢力”（楊彥騏，2001，頁30）。其次，臺灣製糖業在1902年至1906年間，陸續增設了七個製糖會社，但除了設在花蓮的賀田組是屬於日本內地資本外，其餘皆是臺灣本地資本的「改良糖廠」，而臺灣投資者包括高雄陳中和、臺南王雪農、臺北的林本源等，不是日本內地資本家（詳見許松根，2002）。楊彥騏(2001)認為日本本土資本家卻步的主因有三：當時日本工業水準尚未成熟、日露（俄）戰後的經濟蕭條與不利於臺灣的經濟法案之修正。日本本土資本在1906年以後湧入臺灣的主因是總督府對臺灣糖業的發展策略在1906年有所鉅變，即首先宣布歡迎機械製糖廠的投資、其次修改「糖廠取締規則」、而最後是頒佈「製糖能力限制令」(1910)。在1906-1911年間，隨著現代糖廠的大幅增加，改良糖廠大量銳減；簡言之，總督府在1911年才完成鼓勵日本國內財團來臺投資的政策目標，而此項目標的達成，是採取種種措施抑制或消滅其他類型糖廠，包括初期鼓勵設立的改良糖廠（詳見許松根，2002）。
6. 臺灣總督府的財政在1905年就開始有盈餘，主要是依靠包括鴉片等專賣收入（詳見黃通等，1987），但與日治臺灣製造業及上述的種種工業政策，比較沒有直接的關係。

7. 依張宗漢(1980)，日月潭水力發電的完成後來臺的新興電力重化工業有五，包括利用海外資源有日本鋁業（利用荷屬東印度群島之礬石煉製的鋁業工廠）、臺灣電化（原料鐵屑取自日本製鐵中心八幡工場，原料鐵屑取自日本製鐵中心八幡工場而矽石取自大連的合金鐵工廠）等，及另三種是臺灣化學工業（利用新竹附近之天然瓦斯製造硫酸銨）、臺灣纖維工業（利用蔗渣造紙及生產人造絲之原料）及開洋磷礦（利用臺灣的硫黃與火柴木生產火柴）。
8. 再者，從圖三可見，輸出日本占臺灣總輸出的比重在 1910 年高達八成，其後比重有一段期間超過九成，直到 1937 年配合南進國策，才開始下降。此外，從圖三亦可見，米糖輸出日本占臺灣輸出的比重在 1910 年近九成，其後比重有所降低及波動，但到了 1919 年至 1936 年間的比重皆是八成的穩定現象；即米糖可視為臺灣輸出日本的絕大部份。
9. 嚴格論之，採用Feder(1982)模型的實証研究的資料涵蓋期間是 1915 至 1941 年，而主因有二。第一個原因是缺少 1942 年及其後的員工人數。第二個原因是 1942 年以後的臺灣製造業並不是處於正常成長的情況（詳見本文第五節）。
10. 針對式(6)對 X 偏微分可得；換言之、出口對非出口部門的跨部門外部效果是以固定彈性的關係顯現之，因為。
11. 欲評估產業對經濟成長的貢獻，必須先取得根據聯合國「國民所得帳」(National Income Accounting)方法編製的「國內生產毛額」(Gross Domestic Product, GDP)，然後依一定的公式衡量之。我國國內生產毛額及製造業產值由行政院主計處依聯合國國民所得帳的方法編製，但主計處正式公佈的我國國民所得相關資料只可追溯到 1951 年。不少學者嘗試編製 1951 年以前的國民所得統計(詳見吳聰敏，1991)但許松根(2013)所推估的製造業國內生產毛額最適合本文的要求，主因是該資料的編製方法符合聯合國的「國民所得帳」。再者，許松根(2013)所推估的製造業國內生產毛額是以 1937 年為基期。
12. 1911 年 8 月 26-27 日的颱風南部受害最大，而 1912 年有二次；三次颱風沖毀淹沒或荒廢的田地，在 1911 年有 2758 公頃，而 1912 年先後為 19725 及 3852 公頃（詳見陳榮波，1967）。
13. 針對一階自我相關，Durbin-Watson檢定較為Powerful，但它無法確切地掌握較高階的自我相關。依據相關文獻的研究結果，本文因而採用Q檢定處理後者（詳Greene，1997，頁 594-5）。
14. 詳見許松根與廖國峰(2000)。
15. 圖(2.2)的蔗產量亦可得相同的結論。再者，模型代號 D37M3 的虛擬變數 D(1918)、虛擬變數 D(1934)及虛擬變數 D(1937)之迴歸係數估計值皆為負值，似可視為這些年的天災對製造業產業成長所造成的影響。

16. 圖(2.3-1)包括製造業產業成長率實際值、根據模型代號BM3迴歸係數估計值所計算的產業成長率的估計值(即圖中含虛擬變數的估計值(BM3))及根據模型代號T21迴歸係數估計值所計算的二種產業成長率的估計值,一種包括虛擬變數的估計值(即圖中含虛擬變數的估計值(T21)),而另一種是不包括虛擬變數(即圖中不含虛擬變數的估計值(T21))。從圖(2.3)可見,各年含虛擬變數估計值(BM3)的數值與製造業產業成長率實際值最為接近,而不含虛擬變數的估計值(T21)次之,但在虛擬變數設定年的數值與製造業產業成長率實際值,即圖(2.3-1)中有紅虛線框著年份的估計值與實際值,二者數值差異頗為顯著。再者,就只應用Feder基本模型所獲的最適迴歸結果(即模型代號BM3)而言,其Adjusted R-squared值也不算低,有0.753(見表(2.1)),但該模型所計算的估計值(即圖(2.3-1)中含虛擬變數的估計值(BM3))與製造業產業成長率實際值,差異頗為顯著。總而言之,從上述的誤差項檢視分析(residual diagnostic analysis)可知,採用虛擬變數,不但從解釋變數取舍模型的選擇層面觀之,對日治臺灣製造業成長肇因的確認,有其必要性,而且可以增加迴歸結果對製造業產業成長率的配適度,對日治臺灣製造業成長肇因的掌握,有所助益。
17. 為了慎重考量,本文也以資料涵蓋年限只有1915至1936年進行模型汰選工作,最適迴歸結果與表(2.4)模型代號37M6雷同,如表(2.4)模型代號36M6所示。
18. 就虛擬變數選擇考量而言,模型代號T21及37M6的差異在於虛擬變數D(1932)、D(1915)與D(1916)。但從表(2.4)可見,增加虛擬變數D(1932)的Akaike統計值,(即37M7),從37M6的-43.608增加為-42.58,意指該虛擬變數不應視為1915至1937年間製造業成長的解釋變數。再者,從表(2.4)可見,增加虛擬變數D(1915)的Akaike統計值,(即T22),從T21的-49.3031增加為-48.77,而,增加虛擬變數D(1916)的Akaike統計值,(即T23),從T21的-49.3031增加為-47.856意指這二個虛擬變數不應列為1915至1941年間製造業成長的解釋變數。
19. 下文結果亦適用模型代號D37M3。
20. 再者,針對模型代號T21及模型代號37M6,去除解釋變數IY後的Akaike統計值皆明顯增加;意指解釋變數IY通過統計檢定,應視為影響日治臺灣製造業產業成長的解釋變數。
21. 就模型代號T21而言,不論是那段涵蓋年份,資本投入對製造業產業成長的平均貢獻值皆是-5%。
22. 從圖(4.1)可見,1912及1913兩年砂糖產值皆銳減,食品工業及製造業產值也有類似的銳減現象。砂糖產值銳減的主因是1911年10月前後皆有颱風侵襲臺灣,而1912年有二次。三次颱風沖毀淹沒或荒廢的田地頗鉅,致使甘蔗收成大幅受損,製糖業的產出因而銳減。
23. 下文第伍節將說明,日本南進國策也是造成臺灣製造業以1937年為界,經歷二個

差異頗鉅成長經歷的主因。

24. 矢內原忠雄（1929，頁 204）述及「一九一〇年，由於估計下年度糖產的豐收，為對付生產過剩起見，製糖會社乃有臺灣糖業聯合會的卡特爾的組織，決定生產限額、價格協定及義務輸出；此時總督府亦為齊一步驟，而一面設法阻止生產增加，同時策劃輸出增進。即於同年八月，總督府暫時限制增加產糖能力，不許新式製糖場及改良糖廓的新設或擴張。…」。
- 再者，周憲文（1980，頁 549）也述及，1910 年是臺灣糖業首次面臨了市場飽和的壓力。
25. 不包括 1902 至 1906 年間成立會社的產能加總數值是因為這些會社的糖廠絕大多數是改良糖廓，而「1910 年 8 月『製糖能力限制令』的頒佈，但因已獲準許的新式糖廠陸續增設，以後產糖能力仍逐年增大。唯改良糖廓則隨新式糖廠的增設而衰退，舊式糖廓因之日遭淘汰。」（臺灣新聞處編，〈臺灣糖業目錄〉，頁 9）。包括新興製糖（合股）的產能是因它到 1941 年才被臺灣製糖會社兼併。再者，為了避免重覆計算，18226 噸也不包括 1906 年成立怡記商會製糖的 300 噸及 1909 年開工的 F.S.D. 會社的 850 噸，因二者分別在 1912 及 1911 年被怡記製糖（股份）兼併。
26. 這是表(4.1)中 1910 年 10 月以後成立的會社，將其計畫產能數值，加總的數值。不過，本文目前尚無法獲知三家 1910 年 10 月以後成立的會社的計畫產能，上述數值是 1910 年 10 月以後成立會社，至少有的計畫產能的加總值，而實際加總值應是高於該數值。
27. 這是表(4.1)中 7 月以後成立的會社，將其計畫產能數值，加總的數值。再者，實際加總值應是高於該數值，因本文目前尚無法獲知三家 1910 年 10 月以後成立的會社的計畫產能。
28. 圖(4.3)中的實際投資的資本 K_t 座落在資本邊際產值為零的連線(Ridge Line)上，意指 K_t 的邊際產值為零，反之，實際投資的資本 K_o 的邊際產值是正值。
29. 就 1938 年而言，電力會社占工業會社資本的百分比是 18%，而糖業及電力會社合計占工業會社資本的比重高達百分比之 95（參見表(4.2)）。
30. 許松根與廖國峰(2000)發現，就迴歸結果而言，影響臺灣製糖業在 1914 至 1937 年間的成長因素如圖(4.5)所示。圖(4.5)中的蔗糖「正常」產量等於所有正常解釋變數（不包括外在因素或其他重大政策與事件）衍生產量之總和，換言之，該「正常」產量不包括類似前述天災等外在因素對蔗糖產出的影響。由圖(4.5)可見，那段期間，臺灣製糖業的成長是由甘蔗生產力主宰之，而其他變數總加的影響效果是負值（見圖(4.5)或詳見許松根與廖國峰，2000）。
31. 甘蔗生產力是用甘蔗總產量除以甘蔗實際種植總面積來衡量之，但就甘蔗種植面積而言，其成長型式在 1902 至 1944 年間是，1902 開始逐年增加至 1917 年，其後業者較重視甘蔗力的提升較不重視栽培面積的增加，蔗田面積因而是逐年減少直到

- 1934 後才再呈現增加的趨勢，而甘蔗生產力是 1917 年達到第一次的高峰，其後的數值皆低於該高峰值，直到 1925 年後才超越過去，且每年皆呈現快速的成長趨勢（見圖(2.2)），其消長型態與蔗田面積有相當顯著的差異。據此，許松根與廖國峰(2000)認為，甘蔗種植面積不是影響日治臺灣甘蔗生產力的變數。
32. 臺灣原來是種福州輸入的竹蔗，直到 1907 年為止。日治初期首先自夏威夷引進玫瑰竹蔗。「至 1902 年，該品種已成為栽培上之實用品種，至 1907 年，其栽培面積占全蔗田之 53.3% 至 1912 年達全蔗田 96%。」（盧守耕，1959，頁 3）。
33. 臺灣引進爪哇細莖種，因其「耐風力強，病蟲害少，而又能適應臺灣之氣候風土。最適合臺灣栽培者，尤推 POJ 161。於是政府獎勵種植，取玫瑰竹蔗而代之（此等品種蔗莖較細，故稱細莖種）。其栽培面積至 1916－17 年期占全蔗園面積 10.4%。此後迅速增加，至 1924－25 年期達 86.3%，…。」（盧守耕，1959，頁 4）。
34. POJ 2725 的是糖業試驗所自行研發品種，其「抵抗赤腐病之能力特強，因此得迅速普及，代替爪哇細莖種。1924-25 年期栽培面積尚為 0.3%，至 1928－29 年期增至 45.9%，殆佔全島蔗田之半。其後更發展，至 1933－34 年期達 80.7%。」（盧守耕，1959，頁 4）。
35. 參見許松根(1998)，表 2-1。
36. 食料品業佔製造業生產總值的比重，歷年來是 1942 年的數值最低，但其值仍然高達 58.3%，接近六成；即以糖產為主要內容的食料品產業依然是製造業中最重要的產業。
37. 表(5.1)或圖(5.1)資料來源系取自開昌國(1952)，皆是各產業的生產總值，而前文迴歸分析及下文的討論的資料是採用許松根(2013)所估算的國內生產毛額。
38. 這是根據表(2.5-1)模型 T21 的虛擬變數 D（1915 至 1937）之估計結果的推論。
39. 其後，總督府在 1942 年 8 月召開「東亞經濟懇談會」。不過，1942 年的懇談會與對前次審議會內議決內容，無甚變動，故日治臺灣的軍需工業化政策先後只有二套。
40. 規劃的產品項目及目標產量，可參見許松根(1998)，表 2-2。
41. 自給自足政策的具體措施有“(1)自粗製品或半製品工業進展為精製品或成品工業、(2)儘量運用本省產原料、(3)本省直接消費之工業品自行製造，尤其是民生用品工業、(4)為求本省迅速工業化起見，儘量利用日本休閒設備藉以減少設備資金並使增加生產早日實現、(5)協助推進南洋、海南島諸地之建設、(6)發展動力工業、及(7)加強鋼鐵工業之統制。”（張宗漢，1980，頁 131）
42. 事實上，為了配合日本南進國策的軍需工業化，日本財團在 1938 至 41 年初來台新成立公司的實收資本額除了 1919 年因為台電株式會社以外，皆遠超過其他年份。
43. 例如僅 1920 上半年，主要製糖會社的獲利，幾乎與實收資本額相等（詳見涂照彥，1992，頁 301）。也許正因如此，臺灣日治期間工業的業主多數是日本人（詳見張

宗漢，1980，頁 47-48）。

44. 其他重要工廠遭盟機數次轟炸的情況及其二戰結束後的演變，詳見許松根(2015)。
45. 楊彥騏（2001，頁 86）對盟機數次的轟炸糖廠，有相當詳盡的陳述。
46. 這是根據台灣省行政長官公署(1946)的數值，而本文採用它及以最高負載量為行文對家是因圖(6.3)是目前本文針對台灣發電力能够彙整自 1930 至 1967 年最完整數據。若依據柯文德、盧承宗（1952，頁 184）可知，則電力會社在 1934 年擁有的發電量是 145500 瓩(KW)電源；但若依據黃輝（1952，頁 4），1934 年台電擁有的水力電源 12 萬 3 千瓩。
47. 黃輝(1952)述及“當時用電量僅有 4 萬 5 千瓩，故水力電源尚剩餘 7 萬 3 千瓩。”（頁 4）本文認為如此陳述不能確實地反映當時的實際狀況，而當時的實況是，臺灣在日月潭第一發電所完成前的電量供給可應付當時需求量，理由如下述：首先，中國工程師學會(1958)述及，“日月潭第一發電所完成時，臺灣電力株式會社擁有水力發電量為 123000 瓩，火力發電量為 23000 瓩，而當時用電量僅有 45000 瓩”（頁 136）。若將上述的水力發電量 123000 瓩，扣除日月潭第一發電所的 100000 瓩發電量可得，當時已擁有水力發電量為 23000 瓩。接著，若當時已擁有水力發電量加上當時已擁有火力發電量為 23000 瓩可得，當時已擁有發電量為 46000 瓩，大於當時 45000 瓩的用電量。換言之，日月潭二個發電所不是為了滿足臺灣當時的需求。正因如此，臺灣電力株式會社在總督府的協助之下，採用種種措施來消費日月潭二個發電所所供給的發電量。也正因如此，討論日月潭水力電源時，應同時檢視那些因日月潭二個發電所所衍生的新興電力重化業的工廠；同理，若日月潭二個發電所的電源因故有所損失，上述新興電力重化業的工廠也會有程度相同折損。
48. 此處有關日月潭電廠的討論主要是依據中國工程師學會(1958)與王松齡(1965)。
49. 就整個台電發電能力遭受美機有計劃轟炸及 1944 及 1945 年颱風及暴雨洪水等災害的受損情況與其二戰後的恢復情況，詳見許松根(2015)。
50. 日月潭水力電源因戰爭受損當然嚴重影響那些以電力為動源的產業。戰爭對製鋁及肥料業的影響如表(6.3)所示。

參考文獻

1. 書籍

- 中國工程師學會(1958)，*台灣工業復興史*。
- 王松齡(1965)，「臺灣之電力工業」，*臺灣工業論集*，卷四，1-23，台灣銀行經濟研究室。
- 矢內原忠雄(1929)，*日本帝國主義下之台灣*。（周憲文譯，帕米爾書店，1985）。
- 史明(1980)，*台灣人四百年史*，蓬島文化出版社。
- 周憲文(1980)，*台灣經濟史*，台灣開明書店。
- 柯文德、盧承宗(1952)，「日治時代台灣之電業」，*台灣之電力問題*，台灣研究叢刊第十六種，台灣銀行經濟研究室。
- 林鍾雄(1965)，「臺灣之鋁工業」，*臺灣工業論集*，卷四，73-85，台灣銀行經濟研究室。
- 黃輝(1952)，「台灣之電業」，*台灣之電力問題*，台灣研究叢刊第十六種，台灣銀行經濟研究室。
- 黃通、張宗漢、李昌瑾(1987)，*日據時代臺灣之財政*，聯經出版社。
- 張宗漢(1980)，*光復前台灣之工業化*，聯經出版社。
- 陳榮波(1967)，「台灣農作物與颱風之關係」，*台灣之自然災害*，台銀台灣研究叢刊第95種，45-69，台灣銀行經濟研究室。
- 涂照彥(1992)，*日本帝國主義下的台灣*，東京：東京大學出版會。（李明俊譯，台北：人間出版社）。
- 柳德玉、顏鄭(1952)，「台灣之電業與經濟」，*台灣之電力問題*，台灣研究叢刊第十六種，台灣銀行經濟研究室。
- 楊彥騏(2001)，*臺灣百年糖紀*，貓頭鷹出版社。
- 盧守耕(1959)，「台灣之糖業及其研究」，*台灣之糖*，台灣特產叢刊第一號，1-43，台灣銀行經濟研究室。
- 臺糖(1946)，*台灣糖業概況*。
- 臺灣省行政長官公署(1946)，*台灣省五十一年來統計提要*。
- 臺灣銀行(1949)，*台灣之糖*，台灣特產叢刊第一號，台灣銀行經濟研究室。
- 錦繡出版社(1990)，*臺灣全記錄*。
- Greene, W. H. (1997), *Econometric Analysis*, Perntice-Hall International, Inc.

2. 期刊論文

- 吳聰敏(1991)，「1910年至1950年台灣地區國內生產毛額之估計」，*經濟論文叢刊*，127-75。

開昌國(1952)，「由臺灣生產指數續編與再說明…談到臺灣工業化問題」，*財政經濟月刊*，第二卷。

許松根(1998)，「台灣的工業政策：日治篇」，*國科會研究彙刊：人文社會科學類*，349-371。

許松根與廖國峰(2000)，「台灣製糖產業的產業成長：1912-1937」，*台銀季刊*，136-171。

許松根(2002)「台灣製糖業的產業結構」，*台銀季刊*，卷 53，257-285。

許松根(2013)，「1910 年至 1950 年台灣製造業國內生產毛額的估計及其應用」，*東吳經濟商學報*，卷 81，1-29。

Akaike, H.(1973), "Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle", In 2nd International Symposium on Information Theory, B. N. Petrov and F. Csaki, eds., budapest.
Bruno, M(1968), "Estimation of factor contribution to growth under structural disequilibrium," *International Economic Review*, 49-62.

Feder, G. (1982), "On Exports and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 59-73.

Ljung, G. M. 與 G. E. P.Box (1979), "The likelihood function of Stationary autoregressive-moving average models," *Journal of the American Statistical Association*, 993-1010.

Nerlove, M. (1956), "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities", *Journal of Farm Economics*, 461-509.

White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 817-838.

3. 其他

許松根(2015)，「再論臺灣總督府工業政策的績效」，初稿。

The Cause of Industrial Growth of Taiwan Manufacturing under Japan Rule, and an Assessment of the Performance of Industrial Policy.

Song-Ken Hsu

Abstract

Abstract: The purpose of this paper is first to identify the cause of industrial growth of Taiwan manufacturing under Japan rule, and then to assess the performance of industrial policy. It is found that export is the only cause of industrial growth, but labor is not a contributor. In addition, Japanese Governors – General of Taiwan have successfully achieved the goal to induce the investment from Japan, but that investment does not contribute to Taiwan economic growth since the marginal product of capital is non-positive, as verified by this paper. It is found also that Japanese “Go-south National Development Plan” has two significant impacts on Taiwan industry, one is the growth rate of Taiwan manufacturing is negative, and the other impact is worse, that is, mainly because of Allies’ heavy air-raid during last months of Pacific war, sugar plants and Sun-moon Lake hydroelectric power plants, two main and vital kinds of plants built under Japan rule, lost almost all productivity for Taiwan economy after World War II.

Keywords: Taiwan manufacturing、Japanese Governors – General of Taiwan、Performance of industrial policy、Causes of industrial growth、Japanese “Go-south National Development Plan”
